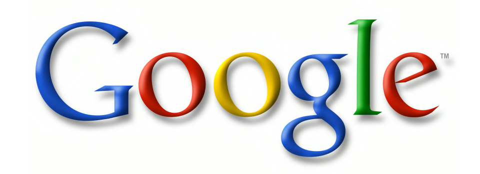
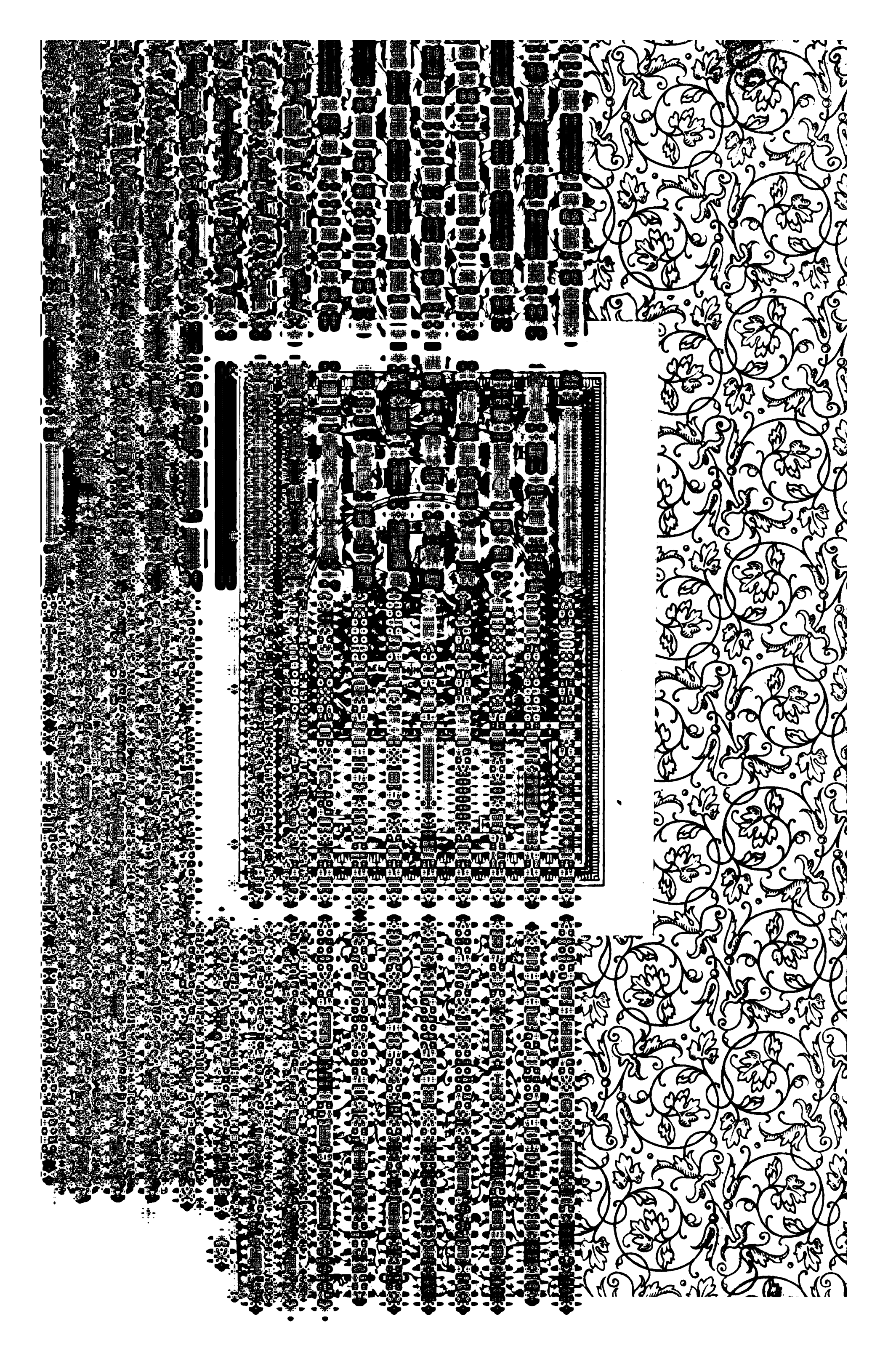
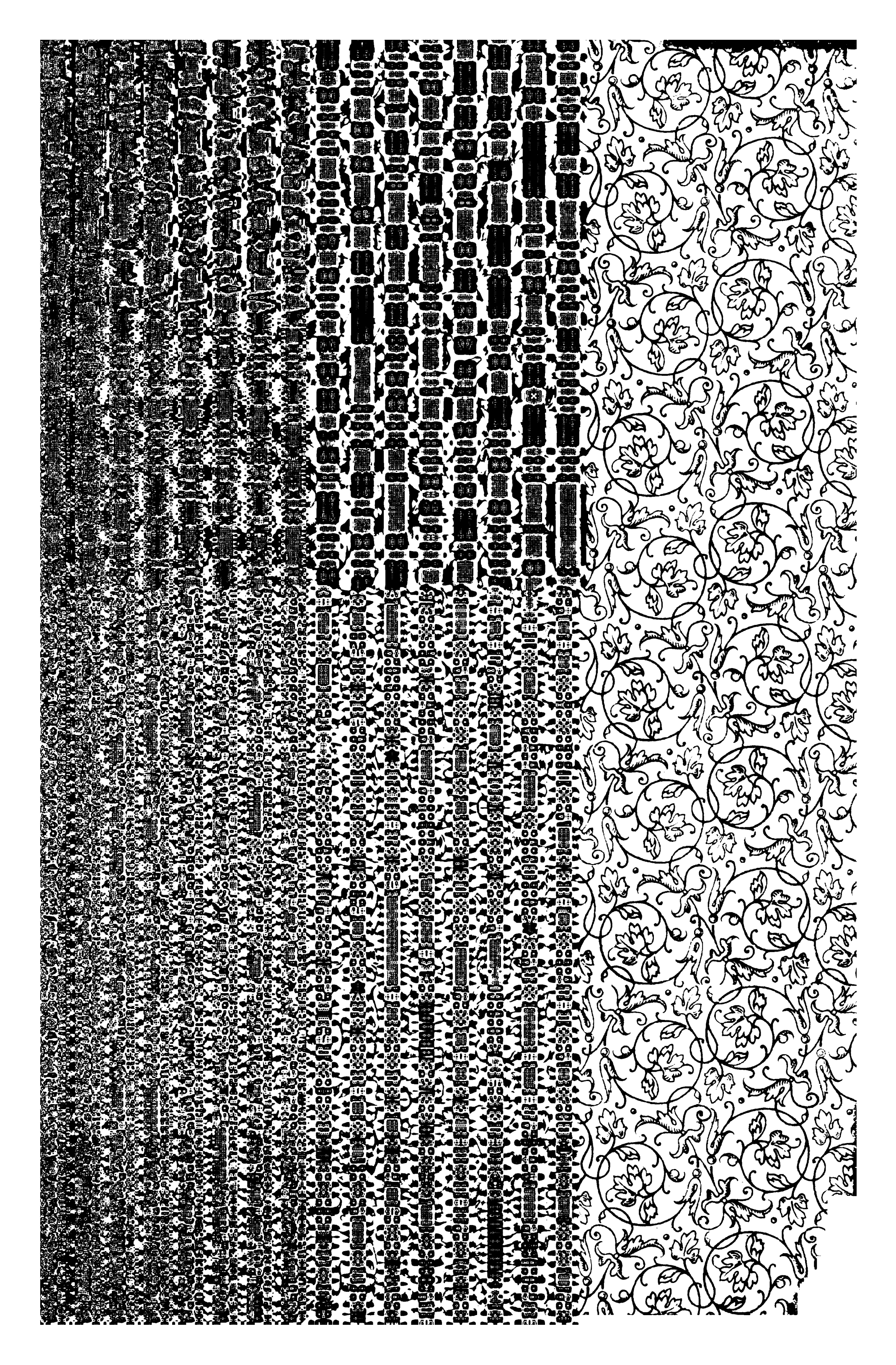






W. Karup

Lebensversicherung.

HANDBUCH

der

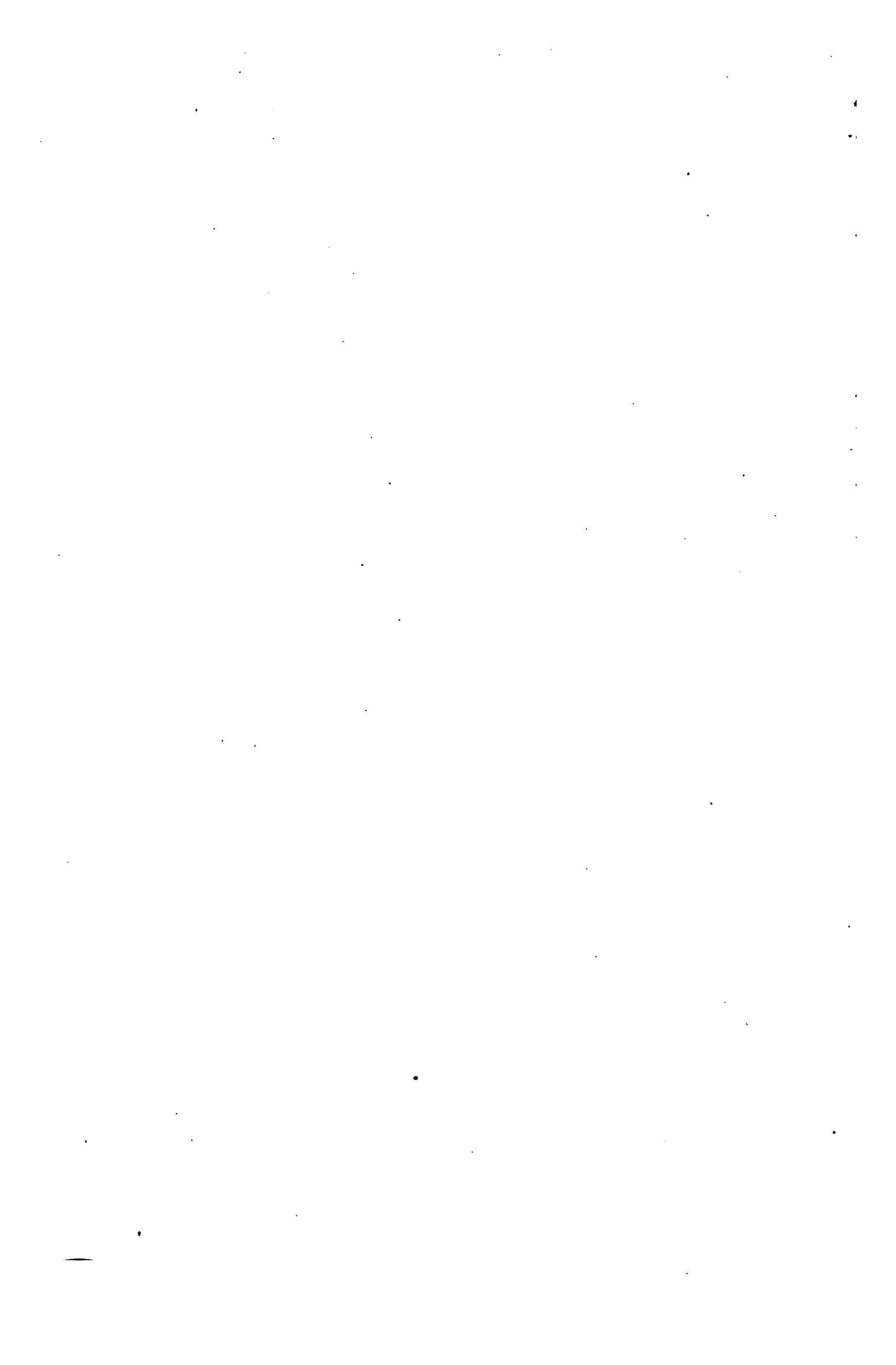
LEBENSVERSICHERUNG

von

Professor W. Karup.

Zweite Ausgabe.

LEIPZIG.
ALBERT FRITSCH.
1885.



VORWORT.

Als ich im Frühjahr 1868 ein theoretisches Handbuch der Lebensversicherung, sowohl für Fachmänner als auch für das gebildete Publikum auszuarbeiten begann, war ich mir der Schwierigkeiten, mit welchen die Lösung einer solchen Aufgabe verbunden sein würde, in ihrer ganzen Tragweite bewusst. Abgesehen davon, dass ein ähnliches vollständiges Werk in dem unten entwickelten Sinne über diese Materie nicht vorlag, und dass somit etwas ganz Neues geschaffen werden musste, boten sich noch Schwierigkeiten anderer Natur dar. Ganz besonders über viele Fragen in der Theorie sind die Ansichten und Meinungen sehr getheilt. In keiner Wissenschaft und in keinem Geschäftszweige findet das „quot capita, tot sensus" so viel Anwendung, als eben gerade bei dem Lebensversicherungswesen. So stehen beispielshalber in der Frage, ob die Prämienreserve nach Netto- oder nach Brutto-Prämien berechnet werden solle, die Ansichten der Fach-

männer schroff einander gegenüber. Wie könnte man durch eine allgemeine Darstellung der Lebensversicherungstechnik unter solchen Umständen Allen gerecht werden?

Eine fernere Schwierigkeit lag auch in der Darstellungsweise selbst. Das Werk sollte für Fachmänner und gebildete Leser sein. Unter diesen sind aber sehr viele ohne hinlängliche mathematische Vorbildung, ja es giebt wohl darunter sogar Solche, die nur mit Widerwillen ein Werk mit algebraischen Formen und grossen Zahlengruppen in die Hand nehmen. Mit andern Worten, die meisten Leser verlangen eine möglichst populäre Darstellung. Nun ist aber die Lebensversicherungswissenschaft als solche zum Theil eine exacte, die ohne Hülfe der Mathematik gar nicht dargestellt werden kann. Wie könnte man demnach einerseits die Wissenschaft, und andererseits die Anforderungen der meisten Leser befriedigen?

Bei Ausarbeitung des gegenwärtigen Handbuches habe ich das Vorzüglichste, was über einzelne Partien geliefert, sorgfältig benutzt. Dasjenige der Wissenschaft, was nicht genügend oder gar nicht behandelt war, habe ich nach Kräften von vorn herein ausgearbeitet. Das Ganze wurde demnach für den vorliegenden Zweck angepasst, d. h. zwar systematisch und wissenschaftlich, aber gedrängt und positiv dargestellt. Von weitläufigen Erörterungen, Controversen und tiefer eingehenden Untersuchungen konnte hier nicht die Rede sein. Das Werk

sollte nur das Wesentlichste der gesammten Theorie der Lebensversicherung enthalten, mit möglichster Klarheit und Vollständigkeit.

Um die Streitfragen zu vermeiden, wurden die divergirenden oder einander oppositionellen Systeme, insofern sie in der Praxis Geltung erlangt hatten, neben einander dargestellt, dem kritischen Leser jedoch überlassen, diesem oder jenem gegenüber sein „non accipimus“ auszusprechen.

Um durch meine Darstellungsweise alle diejenigen, für welche das Werk bestimmt ist, zu befriedigen, schlug ich den Mittelweg ein, d. h., ich suchte so viel, wie nur möglich, so zu schreiben, als ob mein Leser wenig von der Mathematik kannte; selbst in der rein mathematischen Abtheilung liess ich diese Annahme zur Geltung gelangen und schickte diesen Abhandlungen desshalb die zu ihrem Verständniss nöthige Anleitung voraus. Dadurch hoffte ich alle meine Leser zu befriedigen, um so viel eher, als mehrere Abtheilungen des Werkes, z. B. die Geschichte der Lebensversicherung, die Schilderungen der menschlichen Mortalitäts-, Vitalitäts- und Krankheitsverhältnisse, die Anwendung der Combinationen auf alle Stände und Lebensverhältnisse, u. s. w. an und für sich eine ebenso gediegene als anziehende Unterhaltung für jeden gebildeten Leser darbieten.

Die Mortalitätsstatistik ist weit eingehender behandelt worden, als dieses in früheren Werken über Lebensversicherungstheorie der Fall war, der Grund hierzu liegt

einerseits darin, weil die Resultate jener Wissenschaft für die Lebensversicherungspraxis am grünen Tische von grosser Wichtigkeit sind, um eine irrationelle, ungerechte und willkürliche Entscheidung über die Versicherungsanträge zu vermeiden, andererseits, weil die richtige Auffassung und Würdigung der Mortalitätstafel durch Kenntniss jener Resultate wesentlich bedingt wird. Selbst der gewandteste Lebensversicherungsmathematiker kommt ohne dieselbe häufig auf Irrwege.

Ueber die Bedeutung der Wahrscheinlichkeitslehre für die Lebensversicherung sind die Meinungen jetzt sehr getheilt. Während einige behaupten, dass die Lebensversicherungstheorie ohne alle Wahrscheinlichkeitsrechnung dargestellt werden könne, meinen Andere, dass die meisten hierher gehörigen Fragen nur mit Hülfe der Methode der kleinsten Quadrate befriedigend zu lösen seien. Was die letztere in einzelnen Fällen ganz richtige Ansicht betrifft, so ist es einleuchtend, dass in einem Werke, welches für ein grösseres Publikum bestimmt wurde, jene Methode nicht zur Anwendung kommen konnte. Der ersteren Ansicht kann ich mich durchaus nicht anschliessen. Wenn auch die Mortalitätstafel sowohl als die Prämien ohne Hülfe der Wahrscheinlichkeitslehre berechnet werden können, so ist doch nicht zu leugnen, dass die Mortalitätstafel, so wie überhaupt die ganze Lebensversicherung, erst durch die Principien der Wahrscheinlichkeitslehre rationell begründet wird, und dass einzelne Rechnungsaufgaben durch Anwendung derselben leichter zu lösen

sind. Ich habe desswegen die zu diesem Zwecke nöthigen Sätze der Wahrscheinlichkeitslehre vorgetragen.

Mit Rücksicht auf die Ordnung habe ich das Lebensversicherungswesen folgendermassen dargestellt. I. Die Propädeutik, worin Begriff, System, Quellen und Hülfswissenschaften der Lebensversicherung behandelt sind. II. Die Geschichte. III. Die Literatur. IV. Die Mortalitätsstatistik, Wahrscheinlichkeitslehre und Mortalitätstabellen. V. Die Zinseszinsenrechnung. VI. Begriff und Systematik aller Combinationen und Modi nebst deren praktischer Anwendung. VII. Berechnung der Prämien und Reserven der gewöhnlichen Versicherungsmodi.

Dass ein, die ganze Lebensversicherungstheorie umfassendes Handbuch von grossem Nutzen sein wird, darf wohl nicht bezweifelt werden. Jeder Director, Beamte und General-Agent einer Lebensversicherungsbank, jeder Arzt und Jurist, welche in deren Diensten arbeiten, braucht gewiss die Lebensversicherungswissenschaft. Ja noch mehr, jeder Nationalökonom, jeder Geistliche, Lehrer und Journalist, die alle Gelegenheit haben, Andere zu leiten oder zu berathen, dürfen keineswegs diese so wichtige Kenntniss entbehren.

Durch diese werden viele im Publikum noch wurzelnde Vorurtheile gegen das Lebensversicherungswesen ausgerottet; sie wird mächtig dazu beitragen, den von der Unwissenheit beförderten Schwindel, welcher von Versicherungs-Vagabunden und Provisionsjägern betrieben wird,

unmöglich zu machen; sie wird das gegenseitige Vertrauen und Zusammenhalten zwischen Directoren, Agenten und Versicherten stärken und befestigen. Der Mangel an Kenntniss ist nämlich häufig daran Schuld, dass Versicherte sowohl als Agenten mit den Verfügungen der Directionen unzufrieden werden, weil sie die Theorie und die unerbittliche Nothwendigkeit ihrer Consequenzen nicht kennen. Kurz, Kenntniss ist Macht; und die Kenntniss der Lebensversicherung ist diejenige Macht, welche nach und nach die Schattenseiten dieses Instituts vermindern und den Segen desselben vermehren wird.

Der Verfasser.

NACHSCHRIFT.

In Folge der fortgesetzt eingehenden Bestellungen auf das Handbuch der Lebensversicherung von Prof. W. Karup hat sich die unterzeichnete Verlagshandlung veranlasst gesehen, einen Neudruck dieses Werkes zu veranstalten.

Die vorliegende zweite Ausgabe ist in ihren ersten beiden Abtheilungen ein unveränderter Abdruck. Was dagegen die dritte Abtheilung anbelangt, so hatte Herr Johannes Karup, der Sohn des verstorbenen Verfassers,

die Güte, eine Correctur dieses Theiles zu übernehmen, bei welcher Gelegenheit eine mehr oder weniger umfassende Revision einzelner Capitel stattgefunden hat, für welche Arbeit wir Herrn Joh. Karup zu besonderem Dank verpflichtet sind.

Wir leben der Hoffnung, von dem allseitig anerkannten Karup'schen Werke noch einmal eine dritte, bis zur Gegenwart fortgeführte Ausgabe erscheinen lassen zu können.

Die Verlagshandlung von
Albert Fritsch.

INHALTS-VERZEICHNISS.

ERSTE ABTHEILUNG.

Geschichte der Lebensversicherung und deren Litteratur, nebst Einleitung in die Lebensversicherungs-Wissenschaft.

SIEBENTES CAPITEL. Seite.

ACHTES CAPITEL.

NEUNTES CAPITEL.

ZWEITE ABTHEILUNG.

Die Mortalitätsstatistik und die Wahrscheinlichkeitslehre mit besonderer Rücksicht auf Lebensversicherungswesen, nebst den Mortalitätstafeln.

ZEHNTES CAPITEL.

ELFTES CAPITEL.

ZWÖLFTES CAPITEL.

DREIZEHNTES CAPITEL.

VIERZEHNTES CAPITEL.

FÜNFZEHNTES CAPITEL.

SECHSZEHNTES CAPITEL.

SIEBZEHNTES CAPITEL.

DRITTE ABTHEILUNG.

Der Zinseszins und die Versicherungsarten auf das menschliche Leben nebst den Prämien und Reserven.

ERSTE ABTHEILUNG.

Geschichte der Lebensversicherung und deren Litteratur, nebst Einleitung in die Lebensversicherungs-Wissenschaft.

EINLEITUNG

in die

LEBENSVERSICHERUNGS-WISSENSCHAFT.

Das Wort Versicherung oder Assecuranz*) ist von sichern (sicherstellen, assicurare) herzuleiten und bezeichnet im national-ökonomischen Sinne die Art des Umsatzes, welche auf Association und Wahrscheinlichkeitsrechnung basirt ist, und durch einen Vertrag abgeschlossen wird, Police genannt, durch welche der eine Contrahent, der Versicherer, gegen eine Vergütung, die Prämie heisst, dem anderen Contrahenten, dem Versicherten, einen gewissen Vortheil oder Vergütung, die man Versicherungssumme nennt, beim Eintreten einer gewissen Eventualität zusichert. In der verschiedenen Art und Beschaffenheit der Eventualität ist die verschiedene Art der Versicherung begründet, so z. B. gegen Eintreten von Seeschaden (Seeversicherung), gegen Feuerschaden (Feuerversicherung), gegen Hagelschaden (Hagelversicherung), gegen Krankheit (Krankenversicherung), gegen Verlust von Hypothekendarlehen (Hypothekenversicherung), gegen

*) Holländisch: Verzekering, schwedisch: Försäkring, dänisch: Forsikkring, englisch: Assurance oder Insurance, französisch: Assurance, italienisch: Assicurazione.

Todesfall oder Erleben eines bestimmten im Voraus festgestellten Zeitpunktes (Lebensversicherung) u. s. w.

Da die Versicherung ein Umsatz (ein Tausch, ein Handel) ist, so folgt daraus, dass sie zugleich eine gegenseitige Hingabe eines Gutes für ein anderes sein muss. Es ist deshalb eine dem vollständigen Begriffe nicht adäquate Definition von Versicherung, wenn man sagt: Dieselbe sei „eine Vergütung für eventuellen Verlust", oder „eine Sicherung gegen Verlust". Sie ist nicht allein eine Sicherung gegen Verlust, sie ist zugleich eine Zusicherung von einem gewissen Vortheil. Diese Art des Umsatzes bringt sowohl dem Versicherer als dem Versicherten Vortheil oder Genuss; sie ist für beide Contrahenten in der That sowohl Leistung als Gegenleistung. Der Vortheil oder Gewinn des Versicherers besteht in der Prämieneinnahme und deren umsichtigen Verwerthung, sein Verlust in dem Eintritte der festgesetzten Eventualität. Der Vortheil oder Gewinn des Versicherten besteht im Eintritte der festgesetzten Eventualität, sein Verlust in der Prämienzahlung beim Nichteintritte, oder (was die Lebensversicherung betrifft) beim Eintritte erst lange nach dem berechneten Zeitpunkte. So ist auch diejenige Definition von Versicherung falsch, welche dieselbe als „einen zugesicherten Schadenersatz" bestimmt; denn abgesehen davon, dass die Zerstörung von Affectionsgegenständen und Kunstschätzen, oder der Todesfall einer geliebten oder genialen Person gar nicht durch Versicherung zu ersetzen sei, und dass weder Leibrenten- noch Kapitalversicherungen auf den Lebensfall „Zusicherung von Schadenersatz" genannt werden können; — so muss es doch einem Jeden einleuchtend sein, dass in tausend Fällen eine „Zusicherung von Schadenersatz" zu gewähren ist, und gar rechtskräftig abgefordert werden kann, ohne dass eine Assecuranz oder Police dafür vorhanden ist. Endlich wollen einige Verfasser unter dem Begriffe „Versicherung" den für ein dingliches Object zugesicherten Ersatz verstanden haben, und schliessen infolge dessen den allerwichtigsten Zweig des Versicherungswesens, nämlich die Lebensversicherung,

aus*). Aber diese Definition ist falsch, theils weil sie nicht alle bestehende Versicherungsarten umfasst, theils weil sie das Zufällige und Accidentielle (das Object der Versicherung) über das Absolute und Essentielle (den Versicherungsvertrag selbst) setzt, und endlich weil sie eine der wichtigsten Lehrsätze der Nationalökonomie negirt, nämlich den, dass der Mensch, gleich jedem dinglichen Objecte, einen bestimmten materiellen Werth oder ein Kapital repräsentirt.

Die „Lebensversicherung“ hat einen dreifachen Sinn, je nachdem das Wort in weiterer oder engerer Bedeutung genommen wird.

Unter Lebensversicherung im weitesten Sinne des Wortes versteht man die Art von Versicherung (s. o.), deren Eventualität in der Dauer, in den Ereignissen und in der Moralität des menschlichen Lebens begründet ist. Hierher gehören somit: a) alle Kapital- und Leibrentenversicherungen, Tontinenversicherung; b) Kranken-, Invaliden-, Passagier-, Kriegs- und Militärversicherungen; c) Garantie-, Credit-, Bankerott- und Diebstahlversicherungen.

Unter Lebensversicherung im gewöhnlichen Sinne versteht man Kapital-, Renten- und Tontinenversicherung;

---

*) Jene Verfasser bezeichnen diese mit dem Ausdrucke: „sogenannte Lebensversicherung, weil nicht das Leben des Menschen versichert werden kann, sondern nur ein Kapital auf dasselbe“. Dass ein Schiff, ein Haus oder jedwedes dingliches Object auch nicht in anderer Weise versichert werden kann, als durch eine Geldvergütung im Falle von Havarei oder Feuersbrunst, scheint ihnen gar nicht erinnerlich zu sein. Gleichfalls ist es einleuchtend, dass es mehrere Arten und Combinationen der Lebensversicherung gibt, welche, gerade wie z. B. die Feuerversicherung oder die Seeversicherung, dem Betreffenden den vollen Ersatz für seinen Verlust beim Eintritte der festgesetzten Eventualität zusichert. So erhält der Creditor, der seinen Debitor für diejenige Summe versichert, welche derselbe ihm schuldet, beim Tode des Debitors vollen Ersatz für seinen Verlust (die Schuld). Ferner erhält gleichfalls derjenige, der sich in einer Invaliden- und Kranken-Versicherungsanstalt versichert hat, in Fällen der Krankheit oder Arbeitsunfähigkeit, den vollen Verlust vollständig ersetzt, den diese Eventualitäten für ihn herbeigeführt haben.

im engsten Sinne des Wortes bezeichnet sie allein Kapitalversicherungen, die auf der Lebensdauer basirt sind.

Will die Darstellung der Lebensversicherung den Namen Wissenschaft beanspruchen, so darf sie nicht nur eine fragmentarische Schilderung einzelner Seiten derselben geben, oder ein Complex theoretisch-praktischer Bemerkungen und Aufsätze sein, sondern sie muss einen vollständigen, systematisch geordneten Inbegriff aller theoretisch-technisch-praktischen Erkenntnisse und Principien des Lebensversicherungswesens repräsentiren.

Die Darstellung hiervon muss sein:

1) objectiv, d. h. den vorhandenen Verhältnissen entsprechend, ohne ein einzelnes, besonderes Institut ins Auge zu fassen;
2) allgemein, so dass Theorie und Praxis aller Institute in derselben ihre Analyse finden;
3) kritisch, so dass das vorhandene Gute vom Schlechten und Unbrauchbaren gesichtet wird, die statistischen Data systematisirt und vergleichend dargestellt werden;
4) unparteiisch, d. h. ohne Lobeserhebungen, aber auch ohne Herunterreissen bestehender Institute; ihre Aufgabe ist, nur die Principien und Tendenzen der Lebensversicherung kritisch darzustellen, ohne auf Individualitäten einzugehen.

Die Darstellung des Systems zerfällt in einen theoretischen und einen praktischen Theil. Der erstere befasst sich mit dem Ursprunge und der historischen Entwickelung der Lebensversicherung, mit ihrer Litteratur, mit der Mortalitätsstatistik und den Mortalitätstabellen, mit der Lebensversicherungs-Mathematik, der Wahrscheinlichkeitsrechnung, den Zinseszinsrechnungen, den Formeln für die Prämienberechnungen, den Reserven; mit der Natur und Construction der Prämien, mit Dividende und Bonus; mit Versicherungsarten und Combinationen, mit der Theorie der ärztlichen Untersuchung, mit Anträgen und Policen, mit Theorie der Buchhaltung, mit Gesellschaftsarten und Gesellschaftsfonds und zuletzt mit dem Vernunftrechte

der Lebensversicherung. Der praktische Theil behandelt die Stiftung und Einrichtung der Lebensversicherungs-Anstalten, die Statuten und Prospecte, die Organisation, die Repräsentation und das Beamtenwesen, die Verwaltungskosten und Provisionen, die Erlangung von Geschäften, die Anwendung der Combinationen auf alle Stände und Lebensverhältnisse, den Geschäftsgang der Direction und der Agenturen; praktische Kassen- und Buchführung; die ärztliche Untersuchungspraxis, das Verfahren bei Todesfällen und Auszahlungen; Generalversammlungen; Status und Rechenschaftsbericht; positive Gesetze über Lebensversicherung und zum Schluss die Apologie des Instituts.

Die Quellen der Lebensversicherungs-Wissenschaft sind:

α) Die bestehenden Anstalten selbst, deren Statuten, Prospecte, Tarife, deren Formulare, Instructionen und Circularien, ihre Praxis.

β) Officielle Berichte der Handelskammern und Staatsbehörden über Versicherung.

γ) Die Versicherungslitteratur; wissenschaftliche Abhandlungen; die Fachpresse; populäre und praktische Schriften von der Lebensversicherung; Schriften, die im Interesse der resp. Gesellschaften abgefasst sind.

Die Quellen sub *α* und *β* sind Thatsachen, aus welchen das Wesentliche, Allgemeingiltige und Musterhafte nur auszusondern und zu systematisiren ist; die letztangegebenen Quellen sub *γ* müssen dagegen kritisch gesichtet sein, bevor sie verwendet werden, namentlich ist das Tendenziöse auszuscheiden, oder wo es verwendet wird, mit der nöthigen Vorsicht zu behandeln.

Die Vorbereitungs- und Hilfswissenschaften der Lebensversicherung sind:

1) Die neueren Sprachen, in welchen die werthvollsten Arbeiten der Lebensversicherungswissenschaft abgefasst sind, nämlich: a) Englisch, die klassische Sprache des Versicherungswesens, in welcher die meisten und besten Werke in dieser Richtung geschrieben sind; b) Französisch, c) Deutsch, d) Holländisch. Von den älteren

Sprachen: Latein, in welchem mehrere hierher gehörige ältere mathematische Werke abgefasst sind.

2) Die Populationsstatistik, namentlich folgende Zweige derselben: a) Mortalitätsstatistik, b) Medicinalstatistik und c) Criminalstatistik. Die hierher gehörenden Werke sind theils officielle Berichte von den verschiedenen statistischen Regierungsbureaux, theils Bearbeitungen von Privatverfassern, endlich statistische Monographien nach den Erfahrungen einzelner Anstalten.

3) Die Mathematik, und dann namentlich: a) die kaufmännische Arithmetik und b) die politische Arithmetik (Wahrscheinlichkeitslehre, Algebra, Logarithmen u. s. w.).

4) Die Medicin, namentlich: a) pathologische Anatomie, b) pathologische Phänomenologie (Lehre der Krankheitserscheinungen), c) Semiotik (die Lehre von der Kunst, aus besonderen Erscheinungen auf den Sitz und die Beschaffenheit der Krankheit zu schliessen), d) Diagnostik (die Lehre von der Kunst, ähnliche Krankheiten zu unterscheiden, Auscultation und Percussion), e) Prognostik (die Lehre von der Kunst, den Gang oder Ausgang der Krankheit im Voraus zu bestimmen), f) Morphologie (die Lehre von der menschlichen Gestalt und den Verhältnissen des Körpers) und g) empirische Psychologie, letztere besonders, um die geistigen Krankheitssymptome und die Wirkung derselben beurtheilen zu können.

5) Die Handelswissenschaft, besonders a) die Lehre von der Buchhaltung, b) die Bankwissenschaft, c) die Münzkunde.

6) Jurisprudenz, nämlich: a) Handelsrecht (Assecuranzrecht, Wechselrecht, Concursrecht), b) Erbrecht und c) Forderungsrecht.

7) Cultur- und Litteraturgeschichte, insofern sie die Entstehung und den Entwickelungsgang der Lebensversicherung behandelt, resp. die einschlagende Litteratur angibt und kritisirt.

Geschichte der Lebensversicherung.

ERSTES CAPITEL.

Erster Zeitraum: Von den ältesten Spuren der Lebensversicherungsideen bis zur Construction der ersten Mortalitätstabelle gegen Ende des siebenzehnten Jahrhunderts.

Obgleich der berühmte römische Präfect Ulpian, der Commentator des falcidischen Gesetzes, um die Mitte des zweiten Jahrhunderts eine Tafel über die Lebensdauer unter dem römischen Volke construirte, die wir besitzen, so suchen wir doch vergeblich sowohl in der römischen wie in der griechischen Litteratur- und Culturgeschichte irgend welche Spur von der Idee der Lebensversicherung. Sie tritt auch nicht, wie bereits mehrmals behauptet, in den mittelalterlichen Rechtsinstituten des Witthums (Vidualitium), der Leibzucht, der Leibgedinge oder des Güldenkaufs (Rentenkauf) hervor, die zwar das Unwesentliche und Zufällige der Lebensversicherung, nämlich die Versorgung vertreten, aber denen die wesentliche und absolute Voraussetzung der Lebensversicherung, die Association, fehlt.

Dahingegen hat die Lebensversicherung einen Vorläufer in der seit dem vierzehnten Jahrhundert von den Seeassecuranzkammern und Seeassecuranzmäklern betriebenen „Reise- und Unfallversicherung“ (Casualty Assurance), welche darin bestand, dass Reisende oder Pilger eine einmalige Prämie zahlten, wogegen sie das nöthige Lösegeld erhielten, wenn sie in türkische oder maurische Gefangen-

schaft geriethen*). Später ging diese Versicherung zu einer Art Wettassecuranz über. Wenn nämlich Jemand sich auf eine gefahrvolle Reise begab, deponirte er eine gewisse Summe bei dem Versicherer; gelangte er von der Reise zurück, so erhielt er den Betrag doppelt oder dreifach ausgezahlt; gelangte er nicht zurück, so gehörte der ganze deponirte Betrag dem Versicherer. Noch demoralisirender gestaltete sich diese Art von Versicherung, indem sie in Wetten von bedeutenden Summen ausartete, die der Versicherer dem Betreffenden zu zahlen hatte, wenn der Kaiser, der Papst oder irgend welche andere ausgezeichnete Person binnen eines bestimmten Termines stürbe u. s. w. Diese Wett-Lebensversicherung (Gambling assurance) rief von Seiten verschiedener Regierungen Verbote gegen Versicherung auf Menschenleben hervor, so z. B. die niederländische Ordonnanz Philipps des Zweiten von 1570, das genuesische Civilstatut von 1588, den 24sten Artikel der Amsterdamer Ordonnanz von 1598, die französische Marine-Ordonnanz von 1681 und den englischen Parlamentsact von 1773 (der ausdrücklich nur gegen alle Wett-Assecuranz auf Leben gerichtet war), — Verbote, deren Wirkung bis in die neuere Zeit hinein das Emporkommen der wissenschaftlichen und moralischen Lebensversicherung in mehreren Ländern gehemmt hat.

Weit reiner, wenn auch schwächer, kommt die Lebensversicherungsidee zur Erscheinung in dem Gildenwesen des Mittelalters, welches eine Association zu gegenseitiger Unterstützung bei mehreren der Eventualitäten war, gegen welche die Assecuranzinstitute Schadenersatz oder eine

*) „Some assurances are likewise made on the heads of men; as if a man going for the streights, and perhaps, is in some fear, that he may be taken by Moors or Turkish pirates, and so made a slave, for the redemption of whom a ransom must be paid, he may (ere he goes on shipboard) go to the Insurance Office, and advance a premium accordingly upon a policy of Assurance, and if he be taken into slavery in the voyage, the assurer or assurers must answer the ransom that is secured to be paid on the policy“. Leybourn, Panarithmologia. London 1693.

Assecuranzsumme leisten, z. B. im Falle von Feuersbrunst, Viehverlust, Krankheit und Todesfall *).

Mit der Reformation wurden die Gilden aufgehoben und an ihrer Statt traten die verschiedenen Handwerkzünfte ins Leben. In diesen wurde namentlich die gegenseitige Unterstützung der Gilden in Krankheits- und Todesfällen fortgesetzt und entwickelt; und in solcher Weise entstanden die unzähligen Kranken- und Begräbnisskassen, von welchen ein grosser Theil sich noch bis auf unsere Tage erhalten hat, andere wieder von den bestehenden Lebensversicherungsanstalten übernommen worden sind.

Während die Gilden und Zunftkassen die Vorläufer der Krankenversicherung und der Kapitalversicherung auf Todesfall waren, hat die Rentenversicherung ihren Vorläufer in den sogenannten Tontinen. Die Erfindung derselben verdanken wir dem italienischen Arzte Lorenzo Tonti, der um die Mitte des siebenzehnten Jahrhunderts in Paris lebte. Sein Plan war folgender: von einer Menge Personen zahlte jede eine gewisse bestimmte Summe (mise, einmalige Prämie) in eine Rentenkasse ein; die Zinsen der Gesammtsumme wurden am Ende eines jeden Jahres unter die Mitglieder, die noch am Leben waren, gleichmässig vertheilt; allmählich, nachdem sich die Anzahl der Mitglieder durch Todesabgang verminderte, wurde selbstverständlich ihr Zinsenantheil immer grösser, bis der Längstlebende von Allen zuletzt den ganzen Zinsertrag sämmtlicher Einlagen erhielt. Man hat die Bemerkung gemacht, dass die Tontine nicht „Versicherung im modernen Sinne des Wor-

*) In der Exeter Gildeordnung heisst es: „Wenn das Haus irgend eines Mitglieds abbrennt, hat jedes andere Mitglied der Gilde ihm einen Penny zu zahlen.“ In der Uggelöse Gildeordnung: „Erkrankt ein Gildebruder, so haben Jeder der übrigen Gildebrüder ihm mit einem Pfennig beizustehen.“ Und ferner: „Büsst irgend ein Bruder von Mitte Aprils bis zur überstandenen Zeit für die Aussaat einen Zugochsen ein, so hat Jeder ihm mit fünf Pfennigen beizustehen.“ In einer andern Gildeordnung heisst es: „Stirbt ein Gildebruder, so müssen alle Gildebrüder einen Beitrag zu dessen Begräbniss geben.“ Ein Pfennig war ungefähr gleich 20 preussischen Pfennigen, hatte aber damals einen bedeutend grösseren reellen Werth.

tes genannt werden könne," weil „die zu zahlende Rente keine im Voraus bestimmte, sondern in ihrer Höhe sich nach zufälligen Ereignissen richtende und von ihnen abhängige sei"; allein diese Ansicht ist ganz und gar unhaltbar. Die Tontine basirt auf den zwei Hauptprincipien der Lebensversicherung: Association und den Chancen der Mortalität, und deshalb zählt man sie, und zwar mit vollem Rechte, zur Lebensversicherung im allgemeinen Sinne dieses Wortes. Dass die Rente eine fortwährend steigende ist und zwar ohne dass die Höhe der Steigerung sich im Voraus genau bestimmen lasse, raubt ihr durchaus nicht den Charakter der Lebensversicherung. Wäre solches der Fall, so wären ja auch Kapitalversicherungen in Anstalten mit „reversionary bonus" *) keine „Versicherungen im modernen Sinne", was doch wohl Niemandem zu behaupten einfällt.

Der Plan des Tonti wurde von der französischen Regierung mit Freuden aufgenommen; dieselbe befand sich gerade in Geldverlegenheit und meinte durch die Verwirklichung des Planes die bequemste Art und Weise für vortheilhafte Staatsanleihen gefunden zu haben. Durch ein königliches Edict, datirt Chalons 1653, wurde die erste Tontine errichtet. Dieselbe entsprach jedoch nicht den Erwartungen. Vom Jahre 1689 bis 1759 wurden zehn neue Staatstontinen errichtet, aber durch ein königliches Edict von 1770 sämmtlich wieder aufgehoben. Man sah wohl ein, dass diese Art von Staatsanlehen nicht vortheilhaft sei und deswegen verwerflich.

Ungefähr um dieselbe Zeit, um welche Tonti den Plan zur Tontine gab, wurde von dem grossen Mathematiker Fermat und dem Denker Pascal der Grundstein zu der für das Versicherungswesen so bedeutungsvollen Wahrscheinlichkeitslehre gelegt. Das um diese Zeit von

---

*) Diese ist die allgemeinste Form für Dividende-Vergütung englischer Gesellschaften an ihre Versicherten. Die Policesumme wird Jahr für Jahr durch Zuschuss von Bonus gesteigert. Der Umfang dieser Steigerung der Versicherungssumme ist hier ebensowenig im Voraus festzustellen als die Steigerung des Zinsbetrages in den Tontinen.

Italien nach Frankreich eingeführte Hazardspiel weckte den Sinn für die Wahrscheinlichkeitsrechnung, indem man die Erfolgschancen zwischen zwei Würfelspielern auszurechnen und die Gesetze für die Combinationen zu berechnen versuchte. Auch Pascal beschäftigte sich mit der Lösung dieser Probleme und führte hierüber mit Fermat eine interessante Correspondenz; ja er schrieb sogar eine „Histoire de la roulette". Die Wahrscheinlichkeitstheorie erhielt praktische Bedeutung für die Lebensversicherung, indem der grosse holländische Staatsmann und Mathematiker de Wit, von der Bedeutung derselben überzeugt, die Geburts- und Todeslisten verschiedener Städte Hollands sammelte und auf diese hin die allgemeinen Principien für die Rentenversicherung begründete, die er in einer werthvollen Abhandlung, der ersten in dieser Richtung, niederlegte. Von dieser Zeit an entstanden in mehreren Staaten Regierungs-Leibrentenanstalten, die, wie die Tontinen, den Staatskassen augenblicklich eine Menge Kapitalien zur Verfügung stellten.

Eine zweite, für die Lebensversicherung ebenso wichtige Wissenschaft als die Wahrscheinlichkeitslehre, nämlich die Mortalitätsstatistik, auf welcher die Mortalitätstabelle basirt, entstand gleichfalls im siebenzehnten Jahrhundert. Die Populationsstatistik, von welcher jene ein Zweig ist, war schon zur Zeit des Servius Tullius bei den Römern bekannt, indem man jedes fünfte Jahr Steuerlisten (Census) über das ganze Reich aufnahm; allein eine Registrirung der vorkommenden Todesfälle mit Altersangaben der Todten entstand erst in den Hauptklöstern der Mönchs- und Nonnenorden und zwar während der ersten Hälfte des Mittelalters, später bei einzelnen Kirchen z. B. in Augsburg und Breslau. Die ersten englischen Kirchspielregister sind aus dem Jahre 1538. Dieser Zweig der Statistik wurde aber erst zu Anfange des siebenzehnten Jahrhunderts in ganz Europa allgemein. Im Jahre 1662 veröffentlichte Sir William Petty ein Werk über politische Arithmetik und machte darin zugleich Untersuchungen über die Bevölkerung Londons.

Kurz darauf publicirte der Capitain John Graunt sein bekanntes Werk über Todtenlisten, basirt auf die freilich mangelhaften und unzuverlässigen Angaben der London'schen Kirchenbücher*). Graunt hatte zugleich das von Petty geschriebene Werk benutzt, und es ist deswegen uncorrect, wenn man gewöhnlich den Graunt als den ersten, welcher über diesen Gegenstand geschrieben hat, darstellt. Wenn diese Werke auch viele interessante und richtige Bemerkungen über Mortalität enthielten, so vermochten sie durchaus nicht eine feste Basis für die Berechnung der Lebensdauer abzugeben, und eine Schrift, die fast zwanzig Jahre später (1680) in London erschien, war in der Theorie nicht weiter gelangt, als dass in derselben die wahrscheinliche Lebenszeit eines gesunden Mannes im Alter von 30—40 Jahren mit 7 Jahren und die einer älteren und kränklichen Person mit 5—6 Jahren bestimmt wurde! — Unterdessen hatte ein deutscher Geistlicher, Dr. theol. Caspar Neumann in Breslau sich mit demselben Gegenstand beschäftigt und ihm standen die vollständigen und zuverlässigen Todtenlisten der Breslauer Parochien zu Gebote. In einem Werke, welches er im Jahre 1692 herausgab, stellte er gründliche Untersuchungen über die Sterblichkeit in Breslau vom Jahre 1687 bis 1691 an; die vorkommenden 5869 Todesfälle hatte er nach Monaten, Alter und Geschlecht geordnet und sie mit den gleichzeitig vorkommenden Geburten verglichen, woraus hervorging, dass die Anzahl dieser Letzteren ein geringes Uebergewicht über die Anzahl der Todesfälle hatte.

Die Schrift Neumann's machte allgemeines Aufsehen bei den damaligen Gelehrten, und die königl. Gesellschaft der Wissenschaften zu London übergab sie dem berühmten Mathematiker Halley, damit derselbe sie einer eingehen-

*) Der gelehrte Geograph Büsching schrieb noch im Jahre 1789 in seiner Erdbeschreibung, IV. Th. pag. 678: „Man hat weder vollständige Todtenzettel, noch vollständige Verzeichnisse der Geborenen. Die Todtenzettel geben nur diejenigen an, die nach den Gebräuchen der englischen Kirche begraben werden." Und weiter: „1729 fehlten auf den Todtenlisten 3038 wirklich verstorbene Menschen."

den Prüfung unterwerfe. Gestützt auf die Angaben Neumanns construirte Halley nun eine Mortalitätstabelle mit Berechnung der menschlichen Lebensdauer für die verschiedenen Altersstufen, welche in „Philosophical Transactions“ vol. XVII, Nr. 196 für Jan. 1693, pag. 596 bis 610 publicirt wurde. Mit dieser werthvollen Arbeit war der Grundstein zur wissenschaftlich begründeten Lebensversicherung gelegt, und Halley heisst mit Recht „der Erfinder der Mortalitätstabellen“. Allein seine Zeit schätzte sein Werk bei weitem nicht nach Verdienst, ja sie beachtete es kaum, was aus der Thatsache hervorgeht, dass man sich, lange nach der Publication desselben, anderer nicht wissenschaftlich construirter Tafeln bediente. Es ist deshalb unrichtig, wenn einige Schriftsteller des Versicherungswesens die Errichtung der ersten Lebensversicherungsgesellschaft als eine unmittelbar praktische Folge von der angeführten Schrift Halley's darstellen. Diese lag vielmehr ein halbes Jahrhundert versteckt in den gelehrten Annalen der königl. Gesellschaft der Wissenschaften, „bis die Nachwelt“, wie ein neuerer Schriftsteller treffend sagt, „sie dort entdeckte“.

ZWEITES CAPITEL.

Zweiter Zeitraum: Von der Errichtung der ersten englischen Lebensversicherungs-Compagnie bis zur Gründung der ersten Kapitalversicherungsgesellschaft auf dem Continente. (Vom Jahre 1698—1806.)

Es ist fast traditionell geworden, „the Amicable“ als die erste Lebensversicherungsgesellschaft hinzustellen. Allein, wir kennen wenigstens zwei ältere Gesellschaften. Die eine derselben wurde von Dr. theol. William Assheton projectirt und von the Mercers Company in London im Jahre 1698 ins Leben gerufen. Sie hatte Wittwenversorgung und Leibrenten zum Gegenstande. Gegen die Einlage eines verheiratheten Mannes im Betrage von 100 £ sicherte sie dessen Wittwe eine Leibrente von 30 £ zu. Sie bestand jedoch nur kurze Zeit. Die andere Gesellschaft wurde im Jahre 1699 unter dem Namen: „The Society of Assurances for Widows and Orphans“ errichtet, ging aber in der ersten Hälfte des darauf folgenden Jahrhunderts ein.

Von weit grösserer Bedeutung war die im Jahre 1705 constituirte und durch Parlamentsacte vom 25. Juli 1706 incorporirte „Amicable“ oder „Perpetual Assurance“, die ihre Wirksamkeit bis auf unsere Tage (1866) fortsetzte, bis sie endlich ihr Geschäft einer jüngeren Gesellschaft übertrug. Dasselbe gilt von den zwei im Jahre 1721 errichteten Gesellschaften Royal Exchange und London Assurance Corporation. Diese beiden Gesellschaften waren ältere Institute für Feuer- und Seeversicherung, die erst in dem vorgenannten Jahre die Lebensversicherung auf-

nahmen und die noch heutzutage ein bedeutendes Geschäft machen. Ungeachtet der damaligen Entwickelung der Lebensversicherungswissenschaft waren jene Gesellschaften doch ursprünglich höchst unvollkommen in ihrer Einrichtung und Technik. In der „Amicable“ durfte die Mitgliederanzahl 2000 nicht übersteigen; jedes Mitglied in einem Alter von 12—45 Jahren hatte 3 £ 15 sh. als Aufnahmegebühr und ausserdem eine jährliche Prämie von 5 £ zu entrichten. Das, was man jährlich als Gewinn annahm, wurde als Versicherungssumme auf die im Laufe des Jahres zur Auszahlung kommenden Policen gleichmässig vertheilt, während die lebenden Mitglieder keine Dividende erhielten. Personen über 45 Jahr alt hatten eine höhere Prämie zu entrichten, ja das höhere Risico des Alters, des Geschlechts oder der Beschäftigung, sowie Versicherungen von Beamten auf „halben Sold“ und „Bierwirthen“ forderten eine Prämie von 16%! The London Assurance Corporation nahm selbst bei ordinären Risicos 5 £ 5 sh. Jahresprämie für 100 £ Versicherungssumme. Diese Gesellschaft und Royal Exchange unterschieden sich wesentlich von Amicable dadurch, dass, während diese letztgenannte Gesellschaft ihren Mitgliedern nur eine gleichmässige Dividende (anstatt Versicherungssumme!) zusicherte, jene bestimmte Summen auf den Todesfall zeichnete.

Diese erfreulichen Erscheinungen fanden jedoch nur wenig Sympathie im Publikum, welches jene soliden Unternehmungen in eine Klasse mit den zahlreichen Projecten und Humbug-Unternehmungen setzte, die unter dem Namen von Lebensversicherung in dieser Zeitperiode in England entstanden*) und die zuletzt in die so demoralisirende Wett-Assecuranz ausarteten, bis endlich der früher ge-

*) Eine besondere Art von Lebensversicherungsgesellschaften waren die sogenannten „Little goes“, deren Prämie und Versicherungssumme gerade so wie die der älteren Begräbnissgesellschaften waren. Gegen eine Prämie von 5 sh. alle zwei Wochen sicherte eine solche Kasse 200 £ auf den Todesfall zu; eine andere Kasse leistete 120 £ gegegen 5 sh. Prämie quartaliter, eine dritte Kasse für Brautaussteuer zahlte 200 £ gegen eine Quartalsprämie von 2 sh. u. s. w.

nannte Parlamentsact von 1773 dem ein Ende machte. Vom Jahre 1710 bis 1720 hatte Amicable, welche doch das beste Geschäft machte, nur jährlich 10,000 £ an die Hinterlassenen seiner verstorbenen Mitglieder ausgetheilt, und Royal Exchange hatte von 1721 bis 1761 eine Gesammtsumme von nur 10,915 £ 2 sh. 2 d. an Prämie eingenommen oder jährlich Versicherungen zu einem Gesammtbetrage von ungefähr 5000 £ gezeichnet, und der Totalgewinn einer vierzigjährigen Thätigkeit betrug im Ganzen nur 2651 £ 4 sh. 6 d., weil fällige Policen und andere Verluste der Anstalt eine Ausgabe von 8263 £ 17 sh. 8 d. verursacht hatten.

Um die Mitte des achtzehnten Jahrhunderts nahm die Wissenschaft der Mortalitätstabellen einen neuen Aufschwung. In den Jahren 1738 und 1742 veröffentlichte der Holländer W. Kerseboom drei Abhandlungen mit Tabellen über die Sterblichkeit unter mehreren tausend Mitgliedern der holländischen und westfriesischen Rentenanstalten während eines Zeitraumes von 125 Jahren. Ein anderer Holländer Nikolaus Struyk gab 1740 ein Werk über Leibrenten heraus, in welchem zum ersten Male auf die verschiedene Sterblichkeit unter Männern und Frauen aufmerksam gemacht wurde. Ein Deutscher, Johann Peter Süssmilch, publicirte im darauf folgenden Jahre sein bekanntes Werk: „Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts“ nebst einer, später von Baumann verbesserten Mortalitätstabelle, welche mehrfach praktische Verwendung bekam, ungeachtet das Material derselben gar zu heterogen und das Resultat deshalb unzuverlässig war. Weit bedeutungsvoller war das von dem Franzosen Deparcieux im Jahre 1746 veröffentlichte Werk über die menschliche Lebensdauer, zu welchem werthvolle Nachträge im Jahre 1760 erschienen. Seine sechs Mortalitätstabellen sind nach Daten berechnet, die er theils aus den französischen Tontinen (1689—1696), theils aus den Todtenregistern der Mönchs- und Nonnenklöster herbeigezogen hatte. Es war auch dieser Gelehrte, der die Theorie der „mittleren Lebensdauer“ aufstellte. Sein Zeitgenosse, der Engländer Thomas Simpson, war

der Erste, der die in Vergessenheit gerathene Mortalitätstabelle des grossen Halley dem Publikum wieder ins Gedächtniss rief. Er hielt in London öffentliche Vorlesungen über die Möglichkeit, eine Prämientabelle mit stufenweise sich steigernden Prämien im Verhältnisse zu der stufenweise zunehmenden Sterblichkeit zu construiren und stützte sich in dieser Beziehung auf Halley's Arbeit. Ausserdem gab er (1740—52) mehrere Werke über die Gesetze der Wahrscheinlichkeit und über Leibrenten, sowie über einzelne und verbundene Leben heraus, allein er benutzte hierzu freilich die unzuverlässigen Londoner Kirchspiellisten. Die Arbeiten Simpson's erweckten allgemeines Aufsehen, und ein Zeitgenosse, James Dodson, wurde dadurch veranlasst, nach der Halley'schen Methode die erste Prämientabelle für Lebensversicherung mit steigender Scala der Preise zu berechnen. Das Eigenthümliche in dieser Prämientabelle war nicht allein der in der geringen wahrscheinlichen Lebensdauer der Halley'schen Tafel begründete hohe Preis, sondern vielmehr die bedeutend höhere Prämie für Frauen als für Männer; so z. B. war die Prämie für einen 30jährigen Mann 3 £ 18 sh. 7 d. und für eine 30jährige Frau 4 £ 4 sh. 4 d.

Eine unmittelbare Folge dieser Fortschritte in der Lebensversicherungswissenschaft war die Errichtung des ersten wissenschaftlich begründeten Lebensversicherungsinstituts „The Equitable Society for the Assurance of Life and Survivorships". Dasselbe wurde im Jahre 1761 von 82 mehr oder weniger angesehenen Personen projectirt, unter welchen Hon. Coote Molesworth, Doctor der Physik und Mitglied der königl. Akademie, Sir Richard Glynn, Alderman von London, Dr. theol. Thomas Pichering und Dr. med. John Silvester die hervorragendsten waren. Diese richteten im Vereine ein Gesuch an das Parlament, in welchem sie um einen königl. Freibrief (charter) zur Errichtung der Gesellschaft petitionirten; in diesem Gesuche heisst es, „dass ein solches Etablissement unparteiischer (more equitable) als irgend ein früher proponirtes sein würde, weil es allein zum Vortheile der versicherten

Personen, eine bisher nicht practicirte Methode, berechnet sei.“ Aber die drei vorhergenannten Lebensversicherungsanstalten opponirten dermassen kräftig gegen diesen drohenden Concurrenten, dass die Regierung auf das Gesuch abschläglich beschied. Als gegenseitige Gesellschaft könnte es jedoch in Wirksamkeit treten, ohne dazu in Besitz vom königl. Freibriefe oder Parlamentsacte zu sein, wenn es nur seine Statuten in der Form eines Gesellschafts-Vertrages (deed of settlement) fasse und dieselben in der Canzlei eintragen liesse. Dies geschah denn auch im Jahre 1765, von welcher Zeit an die Wirksamkeit der Equitable erst öffentlich begann. Die vier Jahre, die seit Eingabe des Gesuches verstrichen waren, hatten die Stifter dazu benutzt, um die Technik zu verbessern. So z. B. hatte man eine Prämientabelle, anstatt der erwähnten von James Dodson, ausgearbeitet; für eine Kapitalversicherung auf Todesfall von 100 £ wurde von einer 30jährigen Person nur 3 £ 12 sh. 8 d. gefordert; aber Frauen unter 50 Jahren, sowie auch Männer, welche gefahrvolle oder das Leben verkürzende Beschäftigungen betrieben, hatten eine höhere Prämie zu zahlen. Das Geschäft ging schneller und sichern Schrittes vorwärts, was nicht allein darin seinen Grund hatte, dass die Prämien der Gesellschaft bedeutend niedriger als die ihrer älteren Collegen waren, sondern auch in deren Verwerthung der gewonnenen Resultate der Lebensversicherungswissenschaft. In dieser Hinsicht leistete ein unitarischer Theolog, Dr. Richard Price, der als Prediger keine passende Anstellung gefunden und sich deshalb auf die Lebensversicherungswissenschaft gelegt hatte, werthvollen Beistand. Er theilte der Gesellschaft zwei besonders wichtige Methoden mit, die eine, um periodisch den wirklichen Gewinn nach Abzug der Prämienreserve zu ermitteln, die andere zur Berechnung ihres jährlichen Status. Ausserdem studirte er mit grossem Eifer die Populationsstatistik, um ein zuverlässiges Material für die Berechnung einer brauchbaren Mortalitätstabelle ausfindig zu machen. Gestützt auf die Beobachtungen Wargentin's über die Sterblichkeit in Schweden in dem Zeitraume von 1755 bis

1776 arbeitete er eine Tafel aus, deren wesentlicher Vorzug in der Vorzüglichkeit des Materials bestand; denn hier lagen die Resultate einer officiellen Volkszählung eines ganzen Reiches mit der Anzahl der Lebenden und Todten eines jeden Jahres vor. Dies genügte ihm jedoch nicht. Er wollte nicht allein ein zuverlässiges Material zur Grundlage seiner Berechnungen haben, er wollte zugleich ein englisches Material. Nach vielem Suchen fand er ein solches in den Kirchspiellisten der Stadt Northampton, und gestützt auf diese berechnete er die bekannte Northampton Mortalitätstafel, die er im Jahre 1780 publicirte. Aus diesem Werke ging es klar hervor, dass die bisher von der Equitable geforderten Prämien gar zu hoch seien, und er arbeitete deshalb ganz neue Prämientabellen für diese Gesellschaft aus, basirt auf der Northampton-Tafel und einem Zinsfusse von 3 %. Da aber diese neuen Prämiensätze, welche, der geringen Lebenswahrscheinlichkeit der benutzten Mortalitätstabelle wegen, in Wirklichkeit sehr hoch waren, der Gesellschaft hingegen gar zu niedrig im Verhältnisse zu den früheren erschienen, so erhöhte man dieselben durch einen Aufschlag von 15 % und führte sie im Jahre 1782 ein. Es zeigte sich bald, dass man trotz der billigeren Prämie einen bedeutenden Gewinn erzielte; man sah sich demnach nicht allein im Stande, die Prämiensätze um jene 15 % im Jahre 1786 wieder herabzusetzen, sondern man vermochte ausserdem, den älteren Versicherten der Anstalt eine bedeutende Dividende zu gewähren, welche zu den resp. Versicherungssummen geschlagen wurde (reversionary bonus) und sich für die früher als 1772 aufgenommenen Mitglieder am Ende des Jahrhunderts auf 30 % belief.

Diese glücklichen Resultate der Equitable gaben den Impuls zu mehreren neuen Lebensversicherungsanstalten, so dass wir am Ende des gegenwärtigen Zeitraums im Ganzen acht englische Gesellschaften vorfinden, welche die Geschäfte bis auf unsere Tage fortgeführt haben, nämlich, ausser den bereits genannten vier: Amicable, Royal Exchange, London Assurance und Equitable, noch folgende

vier: Pelican (1797), London Life, Provident und Rock; diese drei letztgenannten wurden im Jahre 1806 errichtet. Die Aufmerksamkeit des Publikums für Lebensversicherung war geweckt und die Theilnahme an derselben im steten Steigen begriffen. Allein dadurch war dieses Institut zugleich ein Gegenstand der speculativen Operationen der Betrüger, der sogenannten Seelenverkäufer, geworden, von welchen die englische Rechtsgeschichte des vorigen Jahrhunderts eine Menge merkwürdiger Fälle verzeichnet hat.

In Frankreich hatte der berühmte Naturforscher Buffon im Jahre 1749 eine Mortalitätstabelle publicirt, die auf den Sterblichkeitslisten dreier Kirchspiele in Paris und zweier Landkirchspiele von dessen Umgegend basirt war. Aber weder dieses, noch das früher erwähnte bedeutendere Werk von Deparcieux erregte besonderes Aufsehen oder hatte praktische Folgen. Man liess die Wissenschaft links liegen, und gestützt auf eine aus der Luft gegriffene Wahrscheinlichkeitsrechnung errichtete man hier wie in Italien neue Tontinen. Man verfiel in den Wahn, dass die Geburten sich zu den Todesfällen wie 7 zu 12 verhielten, infolge welcher Annahme, wie Segoffin bemerkt, das ganze Menschengeschlecht in 822 Jahren ausgestorben und das französische Volk in 696 Jahren auf ein einziges Individuum reducirt sein würde! Nach einem solchen irrthümlichen Principe wurde die grosse Tontine von 1791 unter dem Namen „Caisse Lafarge“, nach dem Gründer derselben, François Lafarge, so genannt, in Paris errichtet. Die Mise (die einmalige Prämie) eines jeden Mitglieds betrug 90 Francs. Der gesammte Prämienbetrag wurde in Staatsrenten angelegt; die gesammte Rente in Portionen zu 45 Francs getheilt und unter die Mitglieder durch Verloosung vertheilt, jedoch in der Weise, dass zuerst nur ein bestimmter Theil der Mitglieder an der „Verloosung“ theilnahm, allmälig mehrere, bis endlich alle Mitglieder participirten. Es war demnach Leibrentenversicherung auf Lebensfall mit Lotterie combinirt! Die Rente eines jeden Mitgliedes stieg von nun an Jahr für Jahr im Verhältnisse zu der zunehmenden factischen Sterblichkeit, bis Jedermann

von denselben eine Leibrente von 3000 Francs oder eine $33^1/_3$ Mal grössere Jahresrente als die ganze gemachte Kapitaleinlage erhielt! Nach Erreichung dieses fabelhaften Resultats fiel die Rente der verstorbenen Mitglieder dem Staate zu, welcher demnach zuletzt den ganzen Profit verschlang. So weit der Plan. Dass Caisse Lafarge eine zahlreiche Mitgliedschaft gewinnen musste, war so entschieden, wie dass ihre Wahrscheinlichkeitsrechnung eine grundfalsche sei. Im Verlauf von wenigen Jahren hatte sie eine Gesammtprämie von etwa 66 Millionen Frcs. eingenommen!

Die Tontinenversicherung hatte am Ende des Jahrhunderts bedeutende Verbreitung gewonnen, und zwar nicht allein in ihrem Mutterlande, Frankreich, sondern auch in Spanien, England, Dänemark, Holland und Deutschland (seit 1780); aber in diesen Ländern realisirte man die ursprüngliche Idee des Tonti, während François Lafarge's System nur in Frankreich Verbreitung fand.

DRITTES CAPITEL.

Dritter Zeitraum: Von der Bildung der ersten Kapitalversicherungsgesellschaft auf dem Continente bis zur Entstehung des Lebensversicherungswesens in der neuen Welt. (Vom Jahre 1806—1830.)

In der Mehrzahl der continentalen Staaten war im achtzehnten Jahrhundert die Lebensversicherung im weiteren Sinne des Wortes allgemein in Thätigkeit. Kapitalversicherung auf Todesfall war durch die zahlreichen Begräbnisskassen und die Rentenversicherung durch die staatlichen Wittwenkassen und Tontinen repräsentirt. Allein die Lebensversicherung im engsten Sinne des Wortes war zu Anfange des neunzehnten Jahrhunderts auf dem Festlande unbekannt, obgleich ausser den schon erwähnten mehrere hervorragende Männer, als Huygens, Leibnitz, Bernoulli, Euler und Condorcet bedeutende Beiträge zur Versicherungswissenschaft geliefert und der bekannte dänische Nationalökonom Tetens sein vorzügliches Werk über „Berechnung der Leibrenten und Anwartschaften" bereits im Jahre 1786 herausgegeben hatte.

Hamburg, welches in so vielfachem und lebhaftem Verkehr mit England steht, vermochte jedoch nicht lange, dem Aufschwunge der Lebensversicherung in diesem Lande gegenüber, passiv zu verbleiben. Dem bekannten Hamburger Assureur Benecke gelang es im Jahre 1806 ein Actienkapital von 4 Millionen Mark Bko. zur Errichtung einer deutschen Lebensversicherungsbank gezeichnet zu erzielen. Diese trat auch in Wirksamkeit, aber die unglück-

liche Kriegszeit übte ihren schädlichen und hemmenden Einfluss auf das Institut aus, welches nach Verlauf einiger Jahre das Geschäft einstellen musste. In Frankreich hatten um diese Zeit die bedenklichen Operationen der Caisse Lafarge die besondere Aufmerksamkeit der Regierung auf sich gelenkt. Eine förmliche Untersuchung in Bezug auf den Status dieses Instituts wurde im Jahre 1809 eingeleitet und in demselben Jahre dessen Auflösung durch ein kaiserliches Decret befohlen, sowie eine Commission zur Abwickelung seiner Geschäfte niedergesetzt. Die Mitglieder erhielten nur einen geringen Theil ihrer Einlagen zurück. Dieses traurige Resultat drang der Regierung folgende dringliche Frage auf: Sind die übrigen bestehenden Tontinen zu unterdrücken, oder sind sie zu autorisiren? Der Staatsrath entschied sich dahin: 1) „dass keine Association von der Beschaffenheit wie die Tontinen ohne specielle Autorisation zu etabliren sei und dass diese von Sr. Majestät in der Form von Reglements für die öffentliche Administration zu gewähren sei; 2) dass in Bezug auf sämmtliche ohne gesetzliche Autorisation bestehende Associationen dieser Natur kein Augenblick zu verlieren sei, um das einzuholen, was im Principe hätte gethan werden müssen.“ Dem Tontinenschwindel wurde dadurch eine gesetzliche Schranke entgegengestellt; aber die Regierung liess die Frage von dem wichtigsten Zweige der Lebensversicherung, nämlich die von der Kapitalversicherung auf Todesfall, unberührt. Erst im Jahre 1818, nachdem ihr verschiedene Projecte in dieser Richtung zur Autorisation vorgelegt worden waren, richtete sie an den Staatsrath die Frage, in wie weit dergleichen Institute zu autorisiren seien. Der Staatsrath antwortete, dass Contracte über Kapitalversicherung auf den Todesfall zu den Kaufcontracten gehören, welche Le code civil erlaube, und dass dieselben der Protection der Regierung ebenso würdig seien als Leibrentencontracte. Nach Abgabe dieses Gutachtens wurde die erste französische Lebensversicherungsgesellschaft, la Compagnie d'assurances générales sur la vie, durch königl. Ordonnanz vom 29. December 1819 autorisirt, und

schon in dem darauf folgenden Jahre erhielt die zweite Gesellschaft, Royale, später „la Nationale“ genannt, königliche Bestätigung. Mangel an Interesse im Publikum für diese Art Institute einerseits, und die Schwierigkeiten, welche die Regierung bei Autorisation neuer Gesellschaften machte, andererseits, hat ihre rasche Entwickelung und ihren Erfolg bedeutend gehemmt. Gegen Ende dieses Zeitraumes (1829) entstand die dritte französische Lebensversicherungsgesellschaft, l'Union. So wie die englischen Gesellschaften seit Anfang des Jahrhunderts durch Agenturen ihre Geschäfte nach Deutschland, Holland und Skandinavien ausgebreitet hatten, so errichteten die französischen Gesellschaften Agenturen in Belgien, in Spanien, in der Schweiz und in Italien. In diesem letztgenannten Lande entstand jedoch ein eigenes Institut in der Mailänder Gesellschaft (1826) und etwa um die nämliche Zeit bekamen Belgien und Holland gleichfalls eigene Institute.

Die Mattheit des Geschäftsgeistes, welche die napoleonischen Kriege in Deutschland hervorgerufen hatten, übte auch ihren Einfluss auf dem Gebiete der Lebensversicherung. Der bereits erwähnte missglückte Versuch in Hamburg hatte einen Nachfolger in einem andern Projecte zu Elberfeld im Jahre 1823, welches jedoch gar nicht zur Ausführung gelangte. Erst im Jahre 1827 trat der bekannte talentvolle Assureur Ernst Wilhelm Arnoldi (geb. 21. Mai 1778, gest. 27. Mai 1841) in Gotha, der Stifter der dortigen Feuerversicherungsbank und mit vollem Rechte „der Vater des deutschen Versicherungswesens“ genannt, mit einem Plane zur Errichtung einer auf Gegenseitigkeit und Oeffentlichkeit basirten Lebensversicherungsbank für Deutschland hervor. Unterstützt in seinem Vorhaben von mehreren tüchtigen und einsichtsvollen Männern, als Geh. Medicinalrath v. Froriep, Hofrath Dr. Trommsdorf, Geh. Regierungsrath A. Stieler, Kanzler v. Müller, Obermedicinalrath Dr. Buddeus und Oberschulrath Dr. Rost, und protegirt von dem regierenden Herzog Ernst von Sachsen, aber vor allem durch wohlwollendes Entgegenkommen von Seiten des deutschen Volks begünstigt, welches

mit dem illoyalen Betragen mehrerer englischer Gesellschaften gegen ihre deutschen Versicherten unzufrieden war, gelangte dieser Plan rasch zur Ausführung. Nach der auf eigene Erfahrung gegründeten Mortalitätstabelle der Equitable von Babbage und zu 3% wurden die Prämientabellen ausgerechnet, sowie mit allem Fleiss und Gründlichkeit die Statuten verfasst, die mit landesherrlicher Genehmigung im Jahre 1828 erschienen. Denselben zufolge zeichnete die Bank nur Kapitalversicherung gegen Todesfall oder auf bestimmte Zeit auf alle zur Versicherung geeigneten Personen, die sich in einem Alter von 15 bis 60 Jahren incl. befinden und in Deutschland wohnhaft sind; der Maximalbetrag war 5000 Thlr., der Minimalbetrag 500 Thlr. Die Prämiensätze hielten den goldenen Mittelweg zwischen theuer und billig. So z. B. war die Prämie für 100 Thlr. zahlbar beim Tode des Versicherten bei einem Zutrittsalter von 30 Jahren 2 Thlr. 19 Sgr., von 40 Jahren 3 Thlr. 11 Sgr. 7 Pfg., 50 Jahren 4 Thlr. 22 Sgr. und 60 Jahren 7 Thlr. 4 Sgr. 10 Pfg. Ausserdem hatten die lebenslänglichen Mitglieder beim Eintritte 1/4 Theil der Jahresprämie als Antrittsgeld zu zahlen, und zwar behufs der Bildung eines Sicherheitsfonds zur Deckung ausserordentlicher Ausgaben. Im Verlaufe der Jahre 1827 und 1828 waren so viele Beitrittserklärungen eingegangen, dass die Bank ihre Thätigkeit am 1. Januar 1829 mit 794 Versicherten eröffnen konnte, welche für eine Gesammt-Versicherungssumme von 1,390,000 Thlr. eine Jahresprämie von 54,261 Thlr. 20 Sgr. zahlten. Ungefähr gleichzeitig mit der Gothaer Bank wurde (1828) die deutsche Lebens-Versicherungs-Gesellschaft zu Lübeck mit einem Actienkapital von 1,275,000 Mark Courant errichtet, und zwar in der gemischten Form, d. h. mit Participiren der auf Lebenszeit Versicherten am Gewinn mit 50%, welche 1844 zu 75% erhöht wurden. Diese Gesellschaft repräsentirte die Lebensversicherung im weiteren Sinne als die Gothaer Bank, indem sie nicht nur Kapitalversicherungen auf Todesfall, sondern auch solche auf Lebensfall und Leibrenten zeichnete. Ferner ging sie auch bedeutend weiter

in Betreff des Maximalbetrags der Police, indem man auf Todesfall bis 30,000 Mark Courant auf ein Leben zeichnete; ausserdem nahm sie Personen bis zum Alter von 67 Jahren auf. Die Prämiensätze für Kapitalversicherung auf den Todesfall waren bis zum Alter von 40 Jahren sogar etwas höher als die der Gothaer Bank, nach dem 40. Jahre dagegen niedriger.

Diesen, den beiden ersten deutschen Lebensversicherungsgesellschaften, folgten in einem kurzen Zeitraume mehrere sowohl gegenseitige als Actiengesellschaften. Zur ersteren Categorie gehört die Allgemeine Lebensversicherungsanstalt für das Königreich Hannover, welche im Jahre 1829 königliche Bestätigung erhielt, aber ihre Wirksamkeit erst 1831 eröffnete. Sie unterschied sich wesentlich von der Gothaer darin, dass sich ihre Prämie bei jeder einzelnen Versicherung mit dem Alter des Versicherten, je nach dessen zunehmender Sterblichkeit, steigerte. Mit dem 90sten Jahre hörte die Prämienzahlung auf und die Versicherungssumme wurde ausgezahlt. Diejenigen, die auf Lebenszeit versichert waren, hatten nicht nur ein Antrittsgeld, sondern auch ein Nachschussgeld zu zahlen. In neuerer Zeit hat dieses Institut auch Lebensversicherung mit festen Prämien eingeführt.

Doch wir kehren zurück zu dem Mutterlande der Lebensversicherung. Hier riefen die glücklichen Resultate der am Beginne des Jahrhunderts bestehenden Gesellschaften eine Menge neuer zum Theil solider Anstalten hervor, die namentlich auf Actien und nach der gemischten Form (proprietary and mixed) begründet wurden. Bis incl. mit dem Jahre 1830 zählte Grossbrittanien 35 Lebensversicherungsanstalten, die alle bis auf unsere Tage bestanden haben. Die Equitable, unter der ausgezeichneten technischen Leitung der berühmten Actuare William Morgan, Babbage und Arthur Morgan, fuhr fort, ihren ersten Rang zu behaupten. Der enorme Bonus, den dieses Institut gewährte, steigerte fortwährend die Mitgliederanzahl. Theils um diese zu begrenzen, theils wohl auch um den älteren Mitgliedern den hohen Bonus dauernd zu sichern, fasste man

im Jahre 1816 den Entschluss, die Theilnahme an demselben auf die 5000 ältesten Mitglieder der Gesellschaft zu beschränken. Auch die übrigen englischen Gesellschaften machten bedeutende Geschäfte, nicht allein in England, sondern auch auf dem Continente und in Amerika. Dort, wo sonst der Geschäftsgeist so lebhaft und der Blick für das praktisch Nützliche so offen ist, wurde doch erst im Jahre 1830 ein eigenes Institut errichtet, nämlich die kleine, ausserordentlich solide New-York Life Insurance and Trust Company. Aber erst später gelangte dort dieser Zweig der Nationalökonomie zu nennenswerther Entwickelung. Dass in England auch einzelne unsolide Anstalten entstanden, soll nicht verschwiegen werden; allein dieselben waren nicht zahlreich genug, um dem englischen Lebensversicherungswesen den Charakter von Grossartigkeit und Solidität zu benehmen. Die wenigen französischen und deutschen Anstalten, die am Ende dieses Zeitraumes bestanden, behaupteten gleichfalls jenen erfreulichen Charakter.

VIERTES CAPITEL.

Vierter Zeitraum: Von der Entstehung des Lebensversicherungswesens in Amerika bis zu unsern Tagen. (Vom Jahre 1830—1868.)

Das Geschäft der Gothaer Bank schritt rasch und sicher vorwärts. Einen bedeutenden Zuwachs erhielt dasselbe in dem Cholerajahre 1831, namentlich als eine in Giessen auf Gegenseitigkeit constituirte Gesellschaft sich auflöste und ihre Mitglieder der Gothaer Bank überwies. Die ganz besonders erfolgreichen Resultate, welche sie im Verlaufe weniger Jahre erreichte, hatten wesentlich ihren Grund in der ausgezeichneten und mustergiltigen Verwaltung. Schon im Jahre 1833 konnte man das Antrittsgeld abschaffen, und der bis dahin unter diesem Namen erhobene Betrag wurde nebst 4% Zinsen den betreffenden Mitgliedern zurückgezahlt. Im Jahre 1834 sah man sich im Stande, den Versicherten eine Dividende von 24% von der Jahresprämie zu vergüten, und diese Dividende ist im steten Steigen begriffen gewesen, ja betrug sogar in dem schlechten Jahre 1866 36%. Die Statuten der Bank, die während der Jahre 1834—1838 einer sorgfältigen Revision unterlagen, traten in ihrer verbesserten, respective erweiterten Form am 1. Januar 1840 in Kraft. Unter der vorzüglichen technischen Leitung des in der Versicherungswelt rühmlichst bekannten Finanzraths Hopf hat dieses deutsche Mutterinstitut seinen Vorrang vor allen andern deutschen Gesellschaften bis auf den heutigen Tag behauptet.

Die glückliche Steigerung seines Geschäfts geht aus folgender Uebersicht hervor:

Am Ende des Jahres	Personen. (Policen.)	Versicherungs-summen in Thlr.	Dividende der Jahresprämie.
1830	1,747	3,348,300	—
1835	6,120	10,490,300	22 %
1840	10,234	16,650,900	18 %
1845	13,468	21,570,200	24 %
1850	16,080	25,503,200	28 %
1855	19,363	30,888,700	30 %
1860	22,892	37,418,300	30 %
1865	28,493	50,159,000	38 %

Nach dem Muster der Gothaerbank und mit denselben Prämiensätzen wurde die Leipziger Gesellschaft im Jahre 1831 errichtet. Die nächste grössere deutsche Gegenseitigkeits-Gesellschaft war die Allgemeine wechselseitige Kapitalien- und Rentenversicherungs-Anstalt in Wien (1840). Darauf folgten die Braunschweigische Allgemeine Versicherungs-Anstalt (1841), die Allgem. Rentenanstalt in Stuttgart, die Renten- und Lebensversicherungs-Anstalt in Darmstadt (beide 1844) und die Altersversorgungs-Anstalt in Breslau (1846). In der neuesten Zeit entstanden ferner fünf grössere gegenseitige Anstalten, nämlich Iduna in Halle, die Lebensversicherungs- und Ersparnissbank in Stuttgart (beide 1854), Janus in Wien (1855), die schweizerische Renten-Anstalt in Zürich (1857) und Austria, allg. wechselseitiger Verein für Kranken- und Lebensversicherung in Wien (1860). Die Actiengesellschaften entstanden in noch grösserer Menge und bestrebten sich, die Gegenseitigen durch billigere Abschlussprämien, durch die Mannigfaltigkeit der Combinationen und liberalen Policebedingungen zu überflügeln. Die Triester Gesellschaft Assicurazioni Generali, die ihrem See- und Transport-Versicherungsgeschäfte im Jahre 1834 die Lebensversicherungsbranche hinzufügte, machte in dieser Hinsicht den Anfang. Sie nahm Versicherte auf den Todesfall bis zum 70sten

Jahre auf, erlaubte ihren Versicherten Reisen in allen fünf Welttheilen gegen eine Zuschlagsprämie und führte gar die lockende Combination von Versicherung auf Todesfall mit Jahresprämien und sofortiger Auszahlung der Versicherungssummen ein, mit anderen Worten: die Anstalt zahlte dem Versicherten ein Kapital und erhielt von diesem eine Leibrente (die Jahresprämie). Im Jahre 1836 traten zwei bedeutende Actiengesellschaften: die Lebensversicherungs-Anstalt der bayerischen Hypotheken- und Wechselbank in München und die Berlinische Lebensversicherungsgesellschaft in Wirksamkeit. Dieses letzte Institut errichtete im Jahre 1844 gleichfalls eine Renten-Anstalt, die eine nicht geringe Verbreitung fand. Im Jahre 1845 wurde die Frankfurter Gesellschaft in Frankfurt a. M. und im Jahre 1848 die Hamburger Gesellschaft Janus, beide für Kapital- und Rentenversicherung, gestiftet. Mit den fünfziger Jahren entwickelte sich die deutsche Lebensversicherung besonders zur Industrie. Einige der Feuer- und Transportversicherungsgesellschaften etablirten zugleich die Lebensbranche, so z. B. Azienda Assicuratrice in Triest, Thuringia in Erfurt und Providentia in Frankfurt a. M. Eine Menge neuer Lebensversicherungsanstalten wurde auf Actien gestiftet, z. B. die Mecklenburgische Lebens- und Ersparnissbank in Schwerin, Teutonia in Leipzig (beide 1853), Concordia in Cöln (1854). Magdeburger (1856), Germania in Stettin (1857) und Anker in Wien (1858). Einzelne dieser Gesellschaften erzwangen sich zahlreiche Mitglieder durch ausserordentlich hohe Agentenprovisionen, durch kostspielige Reclamen in den Zeitungen und durch ein systematisches Hausiren. Wurde einerseits die Lebensversicherung dadurch in weiteren Kreisen bekannt und Gegenstand allgemeiner Betheiligung unter den mehr unbemittelten Klassen, namentlich durch die Begräbnissgeldversicherungen, welche die Mehrzahl der Anstalten einführte, so ist es andererseits aber auch nicht zu leugnen, dass dieser Aufschwung zum Theil auf Kosten der Solidität geschah. Der Abgang der durch Agentenschrauberei eroberten Mitgliederzahl war ausserordentlich

gross; die enormen Verwaltungs- und Agenturkosten gewisser Gesellschaften liessen die sogenannte „negative Prämienreserve“ entstehen; die elendesten Subjecte wurden behufs des Hausirens von den Gesellschaften oder dem Generalrepräsentanten mit dem Titel „Agent“ oder „Inspector“ ausgestattet; besonders durch Verdächtigung anderer Concurrenzgesellschaften suchten diese „Acquisiteure“ Geschäfte zu machen. Inmitten einer solchen Demoralisation brachten schlaue „Seelenverkäufer“ den Gesellschaften bedeutende Verluste bei, und litterarische Glücksritter terrorisirten mehrere Institute, oder liessen sich gut bezahlen, um die eingerissene Faulheit zu verdecken. Die angestrengte Erneuerung machte, dass die jüngern Gesellschaften einander in Preisbilligkeit und liberalen Bedingungen überboten. Die im Jahre 1853 in Berlin errichtete Allgemeine Eisenbahn-Versicherungsgesellschaft für Transportversicherung, welche im Jahre 1861 die Lebensversicherungsbranche aufnahm, führte die sogenannte „Versicherung mit Prämienrückgewähr“ ein, die von mehreren Gesellschaften adoptirt wurde. Ohne das nöthige statistische Material und in Wirklichkeit im Streit mit dem wahren Principe der Lebensversicherung, führten im Jahre 1866 mehrere Anstalten Versicherung gegen den Tod im Kriege ein! — Trotz aller dieser Schattenseiten und Auswüchse ist es doch nicht zu leugnen, dass das deutsche Lebensversicherungswesen wirklich grosse Fortschritte macht, und dass ein bedeutender Theil der gewonnenen Resultate das Gepräge der Solidität trägt.

Die Fortschritte der Lebensversicherung in Deutschland sind aus folgender Zusammenstellung ersichtlich.

Am Ende des Jahres	Anzahl der Anstalten.	Personen. (Policen.)	Versicherte Summe auf den Todesfall in Thlr.
1852	12	46,980	57,568,913
1854	14	52,816	64,056,193
1856	18	71,169	80,412,407
1858	20	90,128	100,681,100

Am Ende des Jahres	Anzahl der Anstalten.	Personen. (Policen.)	Versicherte Summe auf den Todesfall in Thlr.
1860	24	129,589	137,542,277
1862	26	183,812	176,607,616
1864	27	230,394	234,939,744
1866	32 *)	305,433	300,559,654

Das in der Mehrzahl der deutschen Staaten bestehende Concessionswesen hat zwar in Etwas dazu beigetragen, eine noch raschere Entwickelung zu hemmen; allein es hat andererseits gewiss auch das Seinige dazu gethan, dass Bankerot und Liquidation zu den Seltenheiten in der deutschen Assecuranzwelt gehören. Während der ganzen gegenwärtigen Periode kommen nur drei solche bedeutendere Fälle vor. Hammonia in Hamburg wurde als Gegenseitigkeits-Gesellschaft im Jahre 1846 errichtet und zu einer Actiengesellschaft im Jahre 1851 umgebildet; als solche ging sie 1857 zu Grunde. Nuova Società di Commerciale in Triest und Wien, welche seit 1860 Lebensversicherung in allen Branchen betrieb, verunglückte 1866. Und die k. k. erste österreichische Versicherungsgesellschaft, welche seit 1850 Lebensversicherung betrieb, musste 1867 liquidiren.

In Frankreich entstanden während dieses Zeitraumes nur sechs neue Lebensversicherungsgesellschaften, nämlich Caisse paternelle (1841), Phénix (1844), Impériale (1854), Caisse générale des familles (1858), le Monde (1864) und l'Urbaine (1865). Neben diesen wurden von 1838 bis 1846 achtzehn gegenseitige Anstalten (Tontinen) gegründet, die in der Regel von den Actiengesellschaften administrirt wurden, und von welchen gegenwärtig die elf liquidiren. Die jüngeren Gesellschaften haben hier, gleich wie ihre Collegen in Deutschland, bedeutende Anstrengungen gemacht, um Verbreitung zu gewinnen. Aber das Resultat ist

*) Eigentlich bestanden 34 Anstalten am Ende des Jahres 1866, da aber zwei derselben erst im laufenden Jahre gegründet wurden, können somit deren Resultate nicht hier registrirt werden.

darin wesentlich verschieden von dem der deutschen Gesellschaften, indem Leibrenten und Kapitalversicherung auf Lebensfall in Frankreich im Vordergrunde stehen, während Kapitalversicherung auf Todesfall verhältnissmässig weniger benutzt wird, theils aus Mangel an hierzu gehöriger Kenntniss im Volke, aber gewiss noch mehr aus Vorurtheil. Die Fortschritte des Geschäfts in Frankreich sind aus folgender Zusammenstellung ersichtlich:

Am Ende des Jahres	Anzahl der Actiengesellschaften.	Abgeschlossene Kapitalversicherungen auf Todesfall und Lebensfall im Verlaufe des Jahres.
1863	7	73,814,602 Frcs.
1864	8	105,865,295 „
1865	9	126,039,233 „
1866	9	170,130,783 „

In den 18 gegenseitigen Anstalten (Tontinen) waren Kapitalien auf Lebensfall versichert

am Ende von 1862 auf 537,492 Policen, 625,468,783 Frcs.
„ „ „ 1865 „ 581,558 „ 698,462,916 „

Zwei Ereignisse der neuesten Zeit werden bedeutend dazu beitragen, die Kapitalversicherung auf Todesfall in Frankreich zu heben. Das eine ist die bedeutende Kapitalversicherung der Kaiserin Eugenie auf ihr Leben zum wohlthätigen Zwecke (1864), durch welche die höchsten Klassen der Gesellschaft zur Nachahmung des gegebenen Beispiels animirt worden sind; das andere ist die Errichtung einer besonderen Abtheilung der Gesellschaft „le Monde“ zur Versicherung auf den Todesfall zu Gunsten des Papstes, ein Unternehmen, welches dieser feierlich gutgeheissen hat. Hierdurch wird die einflussreiche katholische Geistlichkeit, die sich bisher lange entweder passiv oder feindlich dem Lebensversicherungswesen gegenüber verhalten hat, ein Auge für dessen grossen wohlthuenden moralischen Einfluss und Bedeutung bekommen und dasselbe fördern.

Das englische Lebensversicherungswesen verliess um die Mitte der dreissiger Jahre theilweise seine solide Bahn,

während die Anzahl der Gesellschaften bedeutend zunahm. Die erste grosse Schwindelanstalt wurde unter dem Namen von „West Middlesex Company“ im Jahre 1836 von einem Schuhmachergesellen und einem fallirten Lichtgiesser errichtet und bekam durch ihre fabelhaft billigen Prämien und erlassenen Reclamen in den Zeitungen eine zahlreiche Mitgliedschaft, von welcher sie in kurzer Zeit anderthalb Millionen Thlr. in der Form von Prämien einkassirt hatte. Dieser Schwindel rief eine scharfe Polemik hervor, durch welche das Institut seinen Todesstoss erhielt. Zwar versuchte die Regierung, durch den sogenannten Joint-Stock-Companies-Act von 1844, die staatliche Controle über die Actiengesellschaften zu schärfen; allein dieser Schritt hatte in Wirklichkeit so wenig zu sagen, dass vielmehr von der Zeit an die Schwindelgesellschaften („the bubble companies“) sich in beunruhigendem Grade verbreiteten. National Assurance Investment und Defender (beide von 1844) haben auf dem Continente ein trauriges Andenken hinterlassen; Sea-Fire-Life (1849), Annual Bonus Life Association und Reciprocal (beide von 1851), European Alliance Full Pay, Absolute Security, Beneficent Life Assurance, Industrial Life und Universal Life and Fire (sämmtliche fünf von 1852), sowie Civil Service (1854) waren entschiedene Schwindelgesellschaften und hatten leider zahlreiche Collegen. Viele neue Gesellschaften gingen nach einer Existenz von wenigen Jahren zu Grunde aus Mangel an Fonds, an richtiger Technik und an einer kenntnissvollen und sparsamen Verwaltung. Bankerott (winding up) der Lebensversicherungsgesellschaften und Verkauf des Geschäfts an andere Gesellschaften (Amalgamation) gehörte nun zur Tagesordnung. Vom Jahre 1844 bis 1867 gingen im Ganzen zwei Hundert und dreissig englische Lebensversicherungsgesellschaften zu Grunde (liquidirten oder amalgamirten), und unter diesen befanden sich sogar 24 Gegenseitigkeits-Anstalten. Wie weit der Geschäftsverkauf, dieser buchstäbliche Handel mit Menschenleben, getrieben wurde, dürfte ein einziges Beispiel beleuchten. National Assurance Investment hörte 1861 auf und ver-

kaufte ihre Versicherten an Waterloo; diese Gesellschaft hörte 1862 auf und verkaufte ihre Versicherten an British Nation; diese Gesellschaft hörte 1865 auf und verkaufte ihre Versicherten an European! Während vier Jahren erlitten somit dieselben Policen nicht weniger als drei Schiffbrüche, bevor sie den Hafen erreichten!

Dass dieses entsetzliche Unwesen viele Actionäre an den Bettelstab und viele Familien um ihre letzte Hoffnung und Stütze brachte, versteht sich von selbst. Allein durch Schaden wird man klug, und das englische Publikum beginnt jetzt zwischen soliden und schwindelhaften Versicherungsgesellschaften zu unterscheiden; während die ersteren sich fortschreitende Gunst und Vertrauen im Publikum erwerben, können die letzteren sich, insofern sie hier und dort auftauchen, nur eine sehr kurze Zeit halten. Das Uebel wird sich somit allmählich verlieren. Uebrigens hat die gesetzgebende Macht, durch the Companies Act von 1862, oder das sogenannte Limited Liability Law einen energischen Schritt gethan, um dem Schwindel und dessen Folgen entgegenzutreten und sowohl Actionäre als Versicherte zu schützen. Diejenigen Gesellschaften, die nach Publication dieses Gesetzes errichtet sind, haben die Verpflichtung, ihre Statuten und Listen der Actionäre, sowie ihren Rechenschaftsbericht vierzehn Tage nach Abhaltung der jährlichen Generalversammlung an the Joint-Stock-Companies Registrar-Office einzureichen, bei welchem Jeder die nöthige Auskunft erhalten kann.

Neben jenen Schattenseiten des englischen Lebensversicherungswesens findet sich aber so viel Licht und Grösse in den erzielten Resultaten vor, dass wir unsere Bewunderung und Freude nicht zurückhalten können. Mögen wir die sehr reichen, alten und grundsoliden Gesellschaften; — die gegen zwei Hundert Lebensversicherungsanstalten mit ihrem colossalen Umsatze, der zu einem jährlichen Zuwachs der gesammten Versicherungssumme von ungefähr 350 Millionen Thaler veranschlagt wird; — oder die vielen ausgezeichneten Versicherungstechniker ins

Auge fassen, welche das englische Lebensversicherungswesen aufzuweisen hat, — so müssen wir dessen bedeutenden Vorsprung vor der ganzen übrigen Versicherungswelt einräumen.

Nordamerika ist auf dem Wege, einen ähnlichen Rang zu erreichen. Nachdem das früher erwähnte New-Yorker Institut während 12 Jahren eine geringe aber respectable Thätigkeit entwickelt hatte, entstand die nächste (gegenseitige) Gesellschaft in New-York (1842) unter dem Namen Mutual Life Insurance Company, und nun folgten schnell hinter einander eine Menge Institute, so dass allein der Staat New-York im Jahre 1864 siebenzehn solche Anstalten hatte. In den anderen Unionsstaaten wurden gleichzeitig mehrere Gesellschaften errichtet, so z. B. New England Mutual in Boston (1843), Mutual Benefit in Newark (New Jersey 1845), Connecticut Mutual in Hartford (1846), American Mutual in New-Haven (Connecticut 1848), Massachusetts Mutual in Worcester (1850). Mit der Errichtung der Actiengesellschaft United States Life Insurance Company in New-York (1850) beginnt ein neuer Abschnitt in der Geschichte des nordamerikanischen Versicherungswesens. Bis dahin hatte man fast ausschliesslich gegenseitige Gesellschaften gekannt, um deren Geschäft die Regierung sich nicht sonderlich kümmerte, allein, von nun an wurden fast ebenso ausschliesslich Actiengesellschaften gestiftet, von welchen unter den amerikanischen Verhältnissen Schwindel zu befürchten war, wesshalb die Staatsverwaltung schnell einschritt und die nöthigen Massregeln ergriff. Die Regierung in New-York war die erste, die ein Controlamt, das Versicherungs-Departement, errichtete, dessen Präsident den Titel eines Superintendenten führt und die Controle über die Lebensversicherungsgesellschaften nach einem weit grösseren Massstabe und mit mehr Gewalt ausübt, als dieses mit den europäischen Regierungen der Fall ist, die eine ähnliche Controle führen. Es wurden in dieser Hinsicht mehrere wichtige Gesetze gegeben, als die Acte vom 8. April 1851, chap. 95 und die Acte vom 24. Juni 1853 chap. 463 (for the incorpora-

tion of life and health insurance companies and in relation to agencies of such companies). In jüngster Zeit, namentlich nachdem der grosse Bürgerkrieg zu Ende war, nahmen die Resultate der Lebensversicherung in ausserordentlich hohem Grade zu und der versicherte Totalbetrag eines Geschäftsjahres stieg ungefähr um 50%. Der starke Zuwachs des Geschäfts geht aus folgender Uebersicht hervor:

New-Yorker Gesellschaften.

Am Ende des Jahres	Anzahl der Anstalten.	Versicherungssumme in Dollars.
1860	11	85,371,499
1861	11	86,143,147
1862	13	101,474,077
1863	13	140,628,427
1864	17	194,819,324

In- und ausländische Gesellschaften in Massachusetts.

1858	14	116,482,196
1859	16	132,740,828
1860	19	151,321,230
1861	19	152,937,587
1862	24	199,285,862
1863	25	259,725,190
1864	27	382,569,890
1865	32	563,396,862
1866	43	871,863,925

Von den 43 Gesellschaften im Jahre 1866 waren 6 inländische, 22 New-Yorker, 7 von Connecticut, 2 von New Jersey, 1 von Maine, 1 von Vermont, 1 von Rhode Island, 1 von Pennsylvanien, 1 von Ohio und 1 von Wisconsin. Bei den 55 Compagnien der ganzen Union war am Ende des Jahres 1866 ein mehr als fünfmal so grosser Betrag versichert, wie in allen Instituten Deutschlands zusammen.

Allein dieses überraschende Resultat ist leider zum Theil, wie in Deutschland und England, dem Geschäftsjagen, der Provisionsvergeudung und Marktschreierei zuzuschreiben.

Es ist jedoch nicht nur in den vier Culturstaaten: England, Nordamerika, Deutschland und Frankreich, in welchen die Lebensversicherung im engeren Sinne dieses Wortes bedeutende Verbreitung gewonnen hat und Fortschritte macht; dieses gilt gleichfalls, wenn auch in einem weit geringern Grade, von der Mehrzahl anderer Länder. In Holland entstanden während dieses Zeitraumes mehrere Lebensversicherungsanstalten, von welchen Kosmos (1862) selbst ausländisches Geschäft betreibt; dasselbe gilt von Belgien, dessen Gesellschaft Royale (1853) allgemein bekannt ist. In der Schweiz, in Italien, Spanien und Portugal sind ebenfalls mehrere Institute für Kapitalversicherung ins Leben getreten, während die französischen und englischen Gesellschaften dort zugleich zu wirken fortfahren. Ungarn bekam im Jahre 1858 seine erste „Allgemeine Assecuranz-Gesellschaft“ in Pest, und im Jahre 1867 wurde seine zweite Gesellschaft, Haza, errichtet. Von den nordischen Staaten bekam Russland schon im Jahre 1835 eine Lebensversicherungsanstalt, welche 1860 reorganisirt wurde; allein wegen des Monopols dieses Instituts wurde die weitere Verbreitung hier bis auf die neueste Zeit gehemmt. Dänemark bekam im Jahre 1842 eine königliche Lebensversicherungsanstalt, allein diese hat nur ein geringes Geschäft erzielt, und neue Institute sind später hier nicht entstanden. In Norwegen wurde die Christiania gegenseitige Versorgungsanstalt (1847) und Idun (1861) gegründet. Schweden zeigt auf diesem Gebiete mehr Lebenskraft. Stockholms Ränte- och Kapital-Försäkringsanstalt (1850) ist das älteste dortige Institut; diesem folgte Scandia (1855) und Svea (1866), welche alle gute Geschäfte machen.

Aber noch mehr! Die Lebensversicherung hat ihren Weg nach Westindien, Südamerika, Ostindien und Australien gefunden! Im letztgenannten Lande sind in jüngster

Zeit mehrere Anstalten errichtet worden, z. B. Victoria in Melbourne (1859). Eine Gegenseitigkeits-Anstalt existirt in Buenos Ayres; ja selbst auf der kleinen Insel Barbados errichtete man vor einigen Jahren eine solche. Im höchsten Grade charakteristisch für die Verbreitung der Lebensversicherung ist das Institut, welches die Hindus vor einigen Jahren errichteten, wenn auch freilich die englischen Gesellschaften in Ostindien demselben als Muster dienten.

Die Grösse des erzielten Gesammtresultats der Lebensversicherung auf der ganzen Erde (1868) geht aus den folgenden, theils auf amtliche statistische Erhebungen, theils auf sorgfältige Schätzungen gestützten runden Zahlen hervor *).

Territorium.	Zahl der Kapitalversicherungs-Anstalten.	Versichertes Kapital in Thlr. Pr. Ct.
Grossbritanien und Irland . . .	170	3,000,000,000
Vereinigte Staaten von Nordamerika	55	1,800,000,000
Frankreich	16	415,000,000
Deutschland **)	34	350,000,000
Uebriges Europa	25	200,000,000
Uebrige Welt	30	250,000,000
Im Ganzen	330	6,015,000,000

*) Die Resultate für Nordamerika, Frankreich und Deutschland sind officiell und die der skandinavischen, holländischen, belgischen, schweizerischen und russischen Anstalten grösstentheils statistisch festgestellt; dagegen beruhen die Resultate der Anstalten der übrigen Welt (England nicht ausgenommen!) fast gänzlich auf Schätzung. In den angeführten Zahlen sind weder die zahlreichen Sterbekassen, noch die Rentenanstalten berücksichtigt. Die Versicherungssumme bezieht sich lediglich auf die Todesfall-, Lebensfall- und gemischte Kapitalversicherung.

**) Unter Deutschland ist das Territorium des ehemaligen deutschen Reiches zu verstehen.

Wenn diese colossale Versicherungssumme von mehr als 6000 Millionen Thalern auf die Bevölkerung der respectiven Territorien per Kopf repartirt wird, erhalten wir folgende Resultate:

Territorium.	Gesammtbevölkerung in Millionen.	Versichertes Kapital per Kopf in Thlrn.
Grossbritanien und Irland . . .	30	100,00
Vereinigte Staaten von Nordamerika	32	56,25
Frankreich	38	10,02
Deutschland	50	7,00
Uebriges Europa	172	1,16
Uebrige Welt	1028	0,24
Auf der ganzen Erde	1350	4,46

Hieraus geht hervor, dass, wenn auch das Gesammtresultat grossartig genannt werden muss, Deutschland noch ein sehr weites Feld zu bebauen hat, bis es die Höhe von England oder bloss von Nordamerika erreicht.

Gegen Anfang des gegenwärtigen Zeitraums entstand ein Institut, welches eine Reihe von Jahren hindurch einen nicht unbedeutenden Antheil an der Verbreitung und Entwickelung der Lebensversicherung hatte, nämlich: *die Versicherungsjournalistik.* Deren Vater war *J. Hooper Hartnoll*, welcher im Jahre 1840 die Herausgabe von „*Post Magazine and Insurance Monitor*, chiefly devoted to topics connected with the Principles and Practice of Life Assurance“, begann und mit grosser Tüchtigkeit bis auf unsere Tage fortgesetzt hat. Ein besonderes Verdienst erwarb er sich durch seine Angriffe und zum Theil durch Vernichtung mehrerer der vorhererwähnten Schwindelgesellschaften. Der Gründer der deutschen Versicherungsjournalistik war Dr. *Albert Masius* († 1865), welcher im Jahre 1846 die Herausgabe der „Allgemeinen *Versicherungs-Zeitung*“ begann, die 1850 aufhörte, aber 1851 durch seine „*Rundschau* der Versiche-

rungen" fortgesetzt wurde. Mit der grösseren Verbreitung und Entwickelung des Versicherungswesens entstanden eine Menge Fachblätter, von welchen die Mehrzahl jedoch eine rein industrielle Tendenz hatte; einzelne dieser Unternehmungen versuchten es gar, die Gesellschaften zu terrorisiren oder sie zu unziemenden Concessionen zu zwingen; andere versuchten es, sich eine Art Herrschaft über dieselben anzueignen, Bestrebungen, die jedoch zum Glück für die gute Sache bald scheiterten.

Mehrere Staatsregierungen traten in jüngster Zeit, — den Principien der modernen Staatsökonomie zuwider —, als Lebensversicherungs-Entrepreneure auf, namentlich, um durch dieses Institut dem Arbeiterstande beizustehen. Hierher gehören die im Jahre 1864 durch Gladstone etablirte englische Regierungs-Versicherungs-Anstalt, „Government annuities and payment at death", welche von dem Postmaster-general betrieben wird, und die französische „Caisse de retraite pour la vieillesse" (gegründet 1850), welche von der Staatsschulden-Direction verwaltet wird. Allein diese Institute haben die Verbreitung unter den betreffenden Klassen, die bezweckt werden sollte, nicht gewonnen und das namentlich aus dem Grunde, weil den Staatsbeamten in der Regel der rechte Geist für ein industrielles Unternehmen abgeht, und ein solches ist in der That die Lebensversicherung. Die Assecuranz-Compagnien werden unter Protection und Begünstigung des Staates in dieser Hinsicht weit mehr ausrichten. Von grosser Bedeutung für weitere Verbreitung und Solidität der Lebensversicherung sind dagegen die Bestrebungen der Regierungen, eine befriedigende Versicherungs-Gesetzgebung zu schaffen und die Schranken einzureissen, welche das Concessionswesen bis jetzt der freien Concurrenz und der ungehemmten Thätigkeit entgegengestellt hat. Einen anderen wesentlichen Dienst leisten mehrere Staatsregierungen dem Lebensversicherungswesen, indem sie durch genauen Census und durch Bearbeitung desselben in den officiellen, statistischen Staats-Bureaux die Populationsstatistik fördern.

Von der allergrössten Bedeutung aber für Entwickelung und Förderung dieses Instituts, sowohl was Theorie als was Praxis betrifft, ist die grossbritanische Versicherungs-Akademie, „Institute of Actuaries“, welche im Jahre 1849 von den hervorragendsten Versicherungs-Theoretikern und Technikern in London gestiftet wurde. Dieselbe ist nicht nur ein Verein von ausgezeichneten Männern, ähnlich den gelehrten Akademien, sondern sie ist zugleich eine akademische Lehranstalt, welche jährlich Examina in drei Stufen und in allen zum Lebensversicherungswesen gehörenden Fächern abhält. An der Spitze des Institute of Actuaries steht ein Präsident und ein Rath. Der erste Präsident war der Regierungsactuar John Finlaison (1849—1860), der zweite Charles Jellicoe (1860—1867), der dritte und gegenwärtige ist Samuel Brown. Das Institut zählte 1868 8 Ehrenmitglieder (honorary Members), 95 ordentliche Mitglieder (Fellows und Official Associates), 115 Collegiaten (Associates) und 41 ausländische Mitglieder (Corresponding Members), im Ganzen 259. — In den monatlichen Sitzungen werden die interessantesten Fragen der Versicherungswissenschaft discutirt. Sowohl diese als andere ausgezeichnete Abhandlungen von Mitgliedern des Instituts werden in dessen Journal „Assurance Magazine“ publicirt. Durch seine ausländischen Mitglieder in Belgien, Frankreich, der Schweiz, Deutschland, Holland, Schweden, Russland und den nordamerikanischen Unionsstaaten repräsentirt das Institut nicht nur das Versicherungswesen in Grossbritanien, sondern in der ganzen Welt. Samuel Brown äussert sich hierüber folgendermassen: „Auch die Liste mehrerer Ehren- und Correspondirenden Mitglieder bezeichnet den Charakter und den Nutzen des Instituts. Wir können stolz darauf sein, unter den Ersteren Namen zu finden, wie die der Herren Babbage, Professor de Morgan, Dr. Farr, des verstorbenen Gompertz, Peter Gray, Lord Overstone, Tidd Pratt, du Quetelet und Professor Sylvester, und unter den Letzteren fast alle Talente in jedem Lande Europa's und Amerika's, die sich mit dem Studium

der Theorie unserer Wissenschaft beschäftigt und darüber geschrieben oder sie auf die Praxis zurückgeführt haben, mit einem Erfolge, der in einzelnen Fällen, besonders durch ihre jüngsten Fortschritte in Amerika, uns durch ihre gewaltigen Resultate überrascht." Und über den Charakter und die Wirksamkeit des Instituts im Allgemeinen äussert er sich ferner: „Aber so wie die Sache liegt, müssen wir uns gratuliren, dass das Institut der Actuare vielmehr die Gestalt einer intellectuellen, wissenschaftlichen und bildenden Körperschaft annahm, als die einer blossen Association für Verbesserungen in der Geschäftspraxis. Es ist so das Mittel gewesen, um eine Menge von Talenten hervorzubringen, von denen wir jetzt die Früchte zu pflücken beginnen, und das inzwischen allen Betheiligten, den älteren wie den jüngeren Mitgliedern des Standes viele Vortheile und so manche Gelegenheit zu Verbesserungen gegeben hat."

Nach dem Muster des Institute of Actuaries wurde später eine zweite kleinere Hochschule der Versicherung in Edinburg unter dem Namen Faculty of Actuaries errichtet, welche gegenwärtig 49 ordentliche Mitglieder (Fellows) und 10 Collegiaten (Associates) zählt. In jüngster Zeit hat auch Nordamerika ein ähnliches Institut in der Lebensversicherungskammer zu New-York (1867) erhalten, und Deutschland ein Collegium der Lebensversicherungswissenschaft zu Berlin (1868), welches letztere Institut jedoch nur ein Verein von Technikern und praktischen Versicherungsmännern, ohne Facultät und Examinatorium, ist.

FÜNFTES

Chronologisch-statistische Uebersicht der bestehenden

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1706	Amicable Society oder Perpetual Assurance . . . .
1721	Royal Exchange . . . .
—	London Assurance . . . .
1762	Equitable Society . . . .
1797	Pelican . . . .
1806	London Life Association . . . .
—	Provident . . . .
—	Rock . . . .
1807	Eagle . . . .
—	West of England . . . .
1808	Atlas . . . .
—	Norwich Union . . . .
1810	Sun . . . .
1814	Union . . . .
1815	Scottish Widows Fund . . . .
1819	La Compagnie d'assurances générales sur la vie (Paris)
1820	Imperial . . . .
—	La Nationale (Paris) . . . .
1821	Guardian . . . .
1822	National of Ireland . . . .
1823	Economic . . . .
—	Edinburgh . . . .
—	North British and Mercantile . . . .
—	Law Life . . . .
1824	Alliance . . . .
—	Clerical, Medical and General . . . .
—	Patriotic (Dublin) . . . .
—	United Kent . . . .

CAPITEL.

Lebensversicherungs-(Kapitalversicherungs)-Anstalten 1868.

Staat.	Princip.	Historisch- statistische Anmerkungen.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	Das Geschäft der „Norwich Union“ 1866 übertr.
Grossbritanien.	Gemischt.	Hat zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Desgleichen.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Hat auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Desgleichen.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Als Feuerversicherungsgesells. 1710 gegr.
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Brandversicherung, gestiftet 1714.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Frankreich.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Desgleichen.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung. Früher „North British“.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Treibt ebenfalls Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Hat auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Desgleichen.

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1824	Yorkshire . . . .
—	Scottish Union . . . .
—	Allgemeine Versorgungs-Anstalt in Wien . . . . .
—	Compag. Belge d'Assurances général. sur la vie (Brüssel)
1825	Crown . . . .
—	Scottish Provincial . . . .
—	Standard . . . .
—	University . . . .
1826	Scottish Amicable . . . .
—	Mailänder Lebensversicherungs-Gesellschaft . . . .
1827	Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha .
1828	Deutsche Lebensversicherungs-Gesellschaft in Lübeck .
—	Amsterdamer Lebensversicherungs-Gesellschaft . . .
1829	Clergy Mutual . . . .
—	L'Union . . . .
—	Allgemeine Lebensversicherungs-Anstalt für Hannover
1830	National . . . .
—	Life Insurance and Trust Company (New York) . .
1831	Scottish Equitable . . . .
—	Lebensversicherungs-Gesellschaft in Leipzig . . . .
1832	Friends Provident . . . .
1833	Argus . . . .
—	Caledonian . . . .
1834	Mutual . . . .
—	Universal . . . .
—	Assicurazioni Generali (Triest) . . . .
1835	Metropolitan . . . .
—	National Provident . . . .
—	Nottingham and Derby . . . .
—	Lebens- u. Leibrentenversicherungs-Comp. in Petersburg
1836	Hand-in-Hand . . . .
—	Legal and General . . . .
—	Liverpool and London and Globe . . . .
—	Northern . . . .
—	Westminster and General . . . .
—	Berlinische Lebensversicherungs-Gesellschaft . . . .
—	L.-V.-A. der Bayrischen Hypotheken- und Wechselbank
—	Badische Allgem. Versorgungs-Anstalt (Carlsruhe) .
1837	General . . . .
—	Scottish Provident . . . .
—	International . . . .

Staat.	Princip.	Historisch-statistische Anmerkungen.
Grossbritanien.	Actiengesells.	Hat auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Desgleichen.
Oesterreich.	Gegenseitig.	Im Verein mit der Ersten österr. Sparkasse.
Belgien.	Actiengesells.	Früh. „Societé de l'Union Belge et Etrangère".
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung. Früher „Aberdeen".
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Life Insurance Comp. of Scotland".
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Italien.	Actiengesells.	Treibt auch Feuerversicherung.
S.-Cob.-Gotha.	Gegenseitig.	
Lübeck.	Gemischt.	
Holland.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Gemischt.	
Hannover.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Sachsen.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Oesterreich.	Actiengesells.	Als Feuerversicherungsges. 1831 gestiftet.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Russland.	Actiengesells.	War bis auf die neueste Zeit monopolisirt.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls Feuerversicherung. Früher „North of Scotland".
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Preussen.	Gemischt.	
Bayern.	Actiengesells.	
Baden.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung. Früher „Dissenters and General".
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „National Loan Fund".

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1838	Albert . . . .
—	Life Association of Scotland . . . .
—	La Nationale . . . .
—	Riunione Adriatica di Sicurta . . . .
1839	English and Scottish Law . . . .
1840	Church of England . . . .
—	Provident Clercs . . . .
—	Reliance . . . .
—	Royal Farmers . . . .
—	United Kingdom Temperance . . . .
—	Allgemeine Capital- und Rentenanstalt (Wien) . . .
—	Allgemeine Versorgungsanstalt für Kurhessen (Cassel)
1841	Scottish National . . . .
—	Wesleyan and General Provident . . . .
—	La Caisse paternelle (Paris) . . . .
—	Caisse des Ecoles et des Familles (Paris) . . . . .
—	Providence des Enfants (Paris) . . . .
—	L'Equitable (Paris) . . . .
—	Braunschweigische Allgemeine Vers. - Anstalt . . .
1842	Mutual Life Insurance Company (New York) . . .
—	Livsforsikkrings-Anstalten i Kjöbenhavn (Kopenhagen)
—	Concorde (Paris). . . . .
—	Minerve (Paris) . . . .
—	Economie (Paris) . . . .
—	La Prevoyance (Paris) . . . .
1843	Preserver . . . .
—	Star . . . .
—	L'Européenne (Paris) . . . .
—	New-York Life Insurance Company . . . .
—	New-England Mutual (Boston) . . . .
1844	British Mutual . . . .
—	Equity and Law. . . . .
—	Great Britain . . . .
—	Le Phénix . . . .
—	Le Conservateur . . . .
—	Berlinische Kapital- und Renten-Anstalt . . . . .
—	Allgemeine Versorgungs-Anstalt zu Kronstadt . . .
1845	Royal . . . .
—	L'Urbaine . . . .
—	Mutual Benefit (Newark, New Jersey) . . . . . .
—	Frankfurter Lebensversicherungs-Gesellschaft . . .

Staat.	Princip.	Historisch-statistische Anmerkungen.
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Freemasons".
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Edinburgh and Glasgow".
Frankreich.	Gegenseitig.	Hat ein Garantie-Kapital.
Oesterreich.	Actiengesells.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gegenseitig	Hat auch Krankenversicherung.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	Desgleichen.
Oesterreich.	Gegenseitig.	
Preussen.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung. Früher „National [Ins. of Scotland".
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Gegenseitig.	Actiengesellschaft.
Frankreich.	Gegenseitig.	Wird von „l'Impéiale" verwaltet.
Frankreich.	Gegenseitig.	Wird von „Phénix" verwaltet.
Frankreich.	Gegenseitig.	Liquidirt.
Braunschweig.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Dänemark.	Staatsgesells.	
Frankreich.	Gegenseitig.	Wird von „l'Impériale" verwaltet.
Frankreich.	Gegenseitig.	Wird von „la Caisse paternelle" verwaltet.
Frankreich.	Gegenseitig.	Liquidirt.
Frankreich.	Gegenseitig.	Desgleichen.
Grossbritanien.	Actiengesells.	Hat auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Frankreich.	Gegenseitig.	Liquidirt.
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Gemischt.	
Frankreich.	Gegenseitig.	
Preussen.	Actiengesells.	Mit Berlinische L.-V.-A. vereinigt.
Oesterreich.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls Feuerversicherung.
Frankreich.	Gegenseitig.	Liquidirt.
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Preussen.	Gemischt.	

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1845	Altersversorgungs-Anstalt in Breslau . . . . . .
1846	London and Provincial Law . . . .
—	Sovereign . . . .
—	Brighton and Sussex Mutual Provident . . . . .
—	Connecticut Mutual (Hartford). . . . .
—	Mélusine (Paris) . . . .
—	Phénix (Paris) . . . .
—	Le Soleil (Paris) . . . .
—	La Providence des Enfants . . . .
—	La France . . . .
—	L'Aigle . . . .
—	Kapital- und Rentenversicherungs-Anstalt (Hannover)
1847	British Empire Mutual . . . .
—	American Mutual (New-Haven) . . . .
—	Almindelige gjensidige Forsörgelses-Anstalt (Christiania)
1848	Gresham . . . .
—	Prudential . . . .
—	Janus (Hamburg) . . . .
1850	Law Property . . . .
—	United States Life Insurance Company (New-York) .
—	Manhattan Life Insurance Company (New-York) . .
—	Ränte- och Kapitalförsäkrings-Anstalt (Stockholm) . .
1852	Lancashire . . . .
—	Marine and General . . . .
—	Provincial Welsh . . . .
—	Azienda Assicuratrice . . . .
—	Teutonia . . . .
1853	Briton, Medical and General . . . .
—	European . . . .
—	Emperor . . . .
—	Knickerbocker Life Ins. Company (New-York) . . .
—	Massachusetts Mutual (Worcester) . . . .
—	Royale Belge . . . .
—	Mecklenburg. Lebensv. u. Ersparnissbank (Schwerin)
—	Concordia (Cöln) . . . .
1854	British Equitable . . . .
—	Law Union . . . .
—	United Brothers . . . .
—	National Industrial . . . .
—	L'Impériale (Paris) . . . .
—	Iduna (Halle) . . . .

Staat.	Princip.	Historisch- statistische Anmerkungen.
Preussen.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	[Liquidirt.
Frankreich.	Gegenseitig.	Wird von „la Caisse paternelle“ verwaltet.
Frankreich.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Gegenseitig.	Liquidirt.
Frankreich.	Gegenseitig.	Gleichfalls.
Frankreich.	Gegenseitig.	Gleichfalls.
Frankreich.	Gegenseitig.	Gleichfalls.
Preussen.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Norwegen.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Prudential Mutual“.
Hamburg.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Nord-Amerika.	Actiengesells	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Schweden.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien	Gegenseitig.	Zugleich Seeversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Feuerversicherung.
Oesterreich.	Actiengesells.	Als Feuerversicherungs-Gesellschaft 1822 gegr.
Sachsen.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Briton“.
Grossbritanien.	Gemischt.	Früher „Peoples Provident“.
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Nord-Amerika.	Gegenseitig.	
Belgien.	Actiengesells.	
Mecklenburg.	Gegenseitig.	
Preussen.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Krankenversicherung.
Grossbritanien.	Actiengesells.	Zugleich Leihanstalt.
Frankreich.	Gemischt.	
Preussen.	Gegenseitig.	

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1854	Lebensversicherungs- und Ersparnissbank (Stuttgart) .
1855	Midland Counties . . . .
—	Whittington . . . .
—	National Mutual . . . .
—	Renten- und Lebensversicherungs-Anstalt (Darmstadt) .
—	Magdeburger Lebensversicherungs-Gesellschaft . . .
—	Janus (Wien) . . . .
—	Scandia (Stockholm) . . . .
1856	Mutual Provident Alliance . . . .
—	Thuringia (Erfurt) . . . .
—	Providentia (Frankfurt a. M.) . . . .
1857	Queen . . . .
—	Germania (Stettin) . . . .
—	Schweizerische Renten-Anstalt (Zürich) . . . . . .
1858	Caisse générale des Familles . . . .
—	Erste Ungarische allgem. Assecuranz-Gesellschaft . .
—	Der Anker (Wien) . . . .
1859	Equitable Life Ins. Comp. of the U. S. (New-York) .
—	Victoria (Melbourne) . . . .
1860	Norwich Provident . . . .
—	Victoria Benefit . . . .
—	Washington Life Insurance Comp. (New-York) . . .
—	Home Life Insurance Company (Brooklyn) . . . . .
—	Germania Life Insurance Comp. (New-York) . . . .
—	Austria (Wien) . . . .
—	Phönix (Wien) . . . .
1861	Western Counties and London . . . .
—	Oesterreichischer Gresham . . . .
—	Idun (Christiania) . . . .
—	Allgem. Eisenbahn-Versicherungs-Gesellschaft (Berlin) .
—	Gegenseitigkeit (Leipzig) . . . .
—	Renten-Anstalt (Stuttgart) . . . .
1862	Commercial Union . . . .
—	London and Lancashire . . . .
—	Southampton Mutual . . . .
—	Security Life Insurance Annuity-Company (New-York) .
—	North America Life Ins. Comp. (New-York) . . . .
—	Kosmos . . . .
1863	Hercules . . . .
—	National Union . . . .
—	National Life and Travellers Ins. Comp. (New-York) .

Staat.	Princip.	Historisch-statistische Anmerkungen.
Württemberg.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	Früher „United Traders".
Hessen.	Gegenseitig.	Als Renten-Anstalt 1844 gegründet
Preussen.	Actiengesells.	
Oesterreich.	Gegenseitig.	
Schweden.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung. [Provident".
Grossbritanien.	Gegenseitig.	Zugl. Krankenvers. Früher „Christian Mutual
Preussen.	Actiengesells.	Zugleich Brand- und Transportversicherung.
Preussen.	Actiengesells.	Gleichfalls.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Preussen.	Actiengesells.	
Schweiz.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Actiengesells.	
Oesterreich.	Actiengesells.	Zugleich Feuerversicherung.
Oesterreich.	Gemischt.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Australien.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Oesterreich.	Gegenseitig.	Auch Krankenversicherung.
Oesterreich.	Actiengesells.	Zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Oesterreich.	Gemischt.	
Norwegen.	Actiengesells.	
Preussen.	Actiengesells.	Als Transportversicherungsges. 1853 gegr.
Sachsen.	Gegenseitig.	Als Krankenkasse 1855 gestiftet.
Württemberg.	Gegenseitig.	Als Rentenanstalt 1844 gestiftet.
Grossbritanien.	Gemischt.	Gleichfalls Feuer- und Seeversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Holland.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	

Stiftungs-Jahr.	Name der Gesellschaft.
1864	Albion
—	Life Investment
—	London and Southwark
—	Sceptre
—	Globe Mutual (New-York)
—	Brooklyn Life Insurance Comp. (Brooklyn)
—	Widows and Orphans Benefit Life Ins. C. (New-York)
—	Le Monde (Paris)
—	Basler Lebens-Versicherungs-Gesellschaft
1865	Birmingham Alliance
—	General Provident
—	London and Northern
—	National Guardian
—	Provincial Union
—	Preussische Lebens-Vers.'s-Actien-Gesellschaft (Berlin)
—	Erster allgemeiner Beamten-Verein (Wien)
—	L'Urbaine (Paris)
1866	British Workman
—	Imperial Union
—	Industrial
—	London and Manchester
—	Manchester Provident
—	Northern Patriotic
—	Planet
—	Prosperous
—	United English and Scottish
—	United Kingdom
—	Universal Insurance Loan and Investment
—	Scottish Imperial
—	Sheffield and Lincoln
—	Friedrich Wilhelm (Berlin)
—	Nordstern (Berlin)
—	Patria (Wien)
—	Svea (Gothenburg)
—	Haza (Pest)
1867	Bremer Lebensversicherungs-Bank

Staat.	Princip.	Historisch-statistische Anmerkungen.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt	
Nord-Amerika	Gegenseitig.	Mit 100,000 Dollars Grundkapital.
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Nord-Amerika.	Actiengesells.	
Frankreich.	Gemischt.	
Schweiz.	Actiengesells.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Unfallversicherung u. Garantieversich.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Leihanstalt.
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Krankenversicherung.
Preussen.	Actiengesells.	
Oesterreich.	Gegenseitig.	
Frankreich.	Actiengesells.	Zugleich Ankauf von blossem Eigenthum u. [Nutzniessungen.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls.
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Krankenversicherung
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls Feuerversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Zugleich Krankenversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Garantieversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Auch Feuer- u. Krankenversicherung.
Grossbritanien.	Gemischt.	Ebenfalls.
Grossbritanien.	Gegenseitig.	Auch Krankenversicherung.
Preussen.	Actiengesells.	
Preussen.	Actiengesells.	
Oesterreich.	Gegenseitig.	
Schweden.	Actiengesells.	Zugleich Feuerversicherung.
Oesterreich.	Actiengesells.	
Bremen.	Gegenseitig.	

SECHSTES CAPITEL.

Die mathematisch-statistische Litteratur der Lebensversicherung von Mitte des siebenzehnten bis Ende des achtzehnten Jahrhunderts.

Es ist zu wiederholten Malen gesagt worden, dass die Lebensversicherungs-Litteratur eine sehr dürftige sei und sich auf einige, zum Theil kleinere Schriften beschränke. Dieses ist aber so wenig der Fall, dass man viel mehr mit Recht behaupten kann, es seien über keinen anderen Zweig der Finanzindustrie so viele und gediegene Werke geschrieben, als gerade über die Lebensversicherung. Der folgende Abriss ihrer Litteraturgeschichte wird die Richtigkeit dieser Behauptung zur Genüge darthun.

Wie bereits oben bemerkt, wurde die erste mathematische Basis der Lebensversicherung, die Wahrscheinlichkeitslehre, von den berühmten französischen Mathematikern, Pierre de Fermat (geb. 1601, gest. 1665) und Pascal (geb. 1623, gest. 1662) zuerst behandelt (1654). Die mathematischen Werke des ersteren erschienen in zwei Bänden unter dem Titel „Opera mathematica", Toulouse 1679; die Wahrscheinlichkeitstheorie des letzteren ist in seinen berühmten „Lettres", „du Triangle arithmétique" und „de Cycloïde" enthalten, welche in den Gesammtausgaben seiner Werke öfters edirt sind*). Eigentlich war es aber der grosse holländische Astronom Christian Huygens (geb. 1629, gest. 1695), welcher in

*) Z. B. in seinen „Oeuvres", la Haye 1779, vol. IV—V. p. 412 ff.

seinem Werke „De ratiociniis in ludo aleae" (1657) zuerst eine systematische Darstellung der Wahrscheinlichkeitsrechnung geliefert hat, wesswegen er auch deren Vater genannt worden ist*). Nach ihm haben die grössten mathematischen Genies bis auf unsere Tage zu der Entwickelung und Vervollkommnung der Wahrscheinlichkeitslehre beigetragen. Der grosse Leibnitz (geb. 1646, gest. 1716), der Erfinder der Differentialrechnung (1676), hat auch in jener Richtung werthvolle philosophisch-mathematische Abhandlungen geschrieben, die in den „Acta Eruditorum", „Miscellanea Beroliniensia" und dem „Journal des Savans" publicirt wurden. Jacob Bernoulli (geb. 1654, gest. 1705) verfasste das berühmte Werk „Ars conjectandi", welches nach seinem Tode von dessen Neffen Nicolaus Bernoulli 1713 herausgegeben wurde; er wollte das Wahrscheinlichkeitsprincip auf die Verhältnisse der Civiladministration und der Staatsökonomie anwenden. Der letztere berechnete die Prämie einer Mitgift oder Leibrente für ein junges Mädchen, zahlbar am Tage ihrer Hochzeit; gleichfalls den Zeitpunkt, wo eine abwesende Person wahrscheinlich gestorben sein wird. Pierre Remond de Montmort (geb. 1678, gest. 1718) schrieb einen Essai d'analyse sur les jeux de hazards, Paris 1708, in dessen Ausgabe von 1714 die Abhandlung über diesen Gegenstand von Nic. Bernoulli sich befindet.

Der französische Mathematiker de Moivre (geb. 1668, gest. 1754) hat über die Wahrscheinlichkeitstheorie mehrere werthvolle Werke geschrieben, z. B. „De mensura Sortis", London 1711**), welches bedeutend erweitert erschien als „The doctrine of chances", London 1738.

---

*) Wenn auch der Gegenstand, aus welchem man zuerst und vorwiegend die Wahrscheinlichkeitstheorie ermittelte, respective in Anwendung brachte, nämlich das Hazardspiel, ein unmoralischer genannt werden muss, so kann dieses selbstverständlich nicht der Wahrscheinlichkeitslehre ihren moralischen Werth und ihre Würde verkleinern.

**) In den Phil. Transact. a. c.

Ein anderer englischer Mathematiker, der früher erwähnte Thomas Simpson, schrieb „On the nature and laws of chance“, London 1740. Der berühmte Dr. Richard Price (geb. 1723, gest. 1791), der als Versicherungsschriftsteller sich so viel Verdienst erworben hat, veröffentlichte in den „Philosophical Transactions“ für 1764, vol. LIII, p. 296 ff. eine Abhandlung über die Wahrscheinlichkeitslehre unter dem Titel: „A demonstration of the second rule in the Essay towards the solution of a problem in the doctrine of chances“. In dem Jahre vorher hatte er einen Appendix zu der Abhandlung von Baynes: „A method of calculating the exact probability of all conclusions founded on induction“, geschrieben. Der deutsche Mathematiker Leonhard Euler (geb. 1707, gest. 1783), der sich auch mit der Sterblichkeitstheorie beschäftigte*), bereicherte die Wahrscheinlichkeitslehre mit einer Abhandlung in französischer Sprache: „Calcul de la probabilité dans le jeu de rencontre“, Berlin 1753. Der aus der französischen Revolutionsgeschichte bekannte Socialist Marquis de Condorcet (geb. 1743, gest. 1794) war der erste, welcher die Wahrscheinlichkeitsrechnumg auf solche Handlungen in Anwendung brachte, die von dem menschlichen Willen abhängig sind. Unter seinen Schriften ist hier besonders sein „Essai d'analyse“, Paris 1769 zu erwähnen. Ueber die Wahrscheinlichkeitstheorie schrieb endlich C. F. Bicquilley ein Werk: „Calcul des probabilités“, Paris 1780, welches von Chr. Fr. Rüdiger verdeutscht wurde (Leipzig 1788).

Die statistische Basis der Lebensversicherung, die menschlichen Mortalitäts- und Vitalitätsverhältnisse, aus welchen die Mortalitätstabellen hervorgegangen sind, hat eine sehr reiche Litteratur aufzuweisen; und wenn sich auch sehr viele mangelhafte und unbrauchbare Ar-

---

*) Um den durch die Halley'sche Annahme einer constanten Bevölkerung entstandenen Fehler in der Sterblichkeitsberechnung zu heben, stellte er z. B. die Hypothese auf, dass die Bevölkerungs- und Geburtszahlen in einer geometrischen Reihe fortschreiten.

beiten darunter befinden, lässt es sich nicht läugnen, dass eine nicht geringe Anzahl dieser Art Schriften ausgezeichnet, ja sogar classisch sind.

Das älteste Werk über dieses so interessante Thema ist Sir William Petty's „Political Arithmetic", London 1662, worin die Londoner Sterblichkeit zuerst behandelt wurde. Noch in demselben Jahre erschien von John Graunt das oft citirte Werk: „Natural and Political Observations mentioned in a following Index and made upon the Bills of mortality. With Reference to the Government, Religion, Trade, Growth, Air, Deseases and the several Changes of the said City" *). Dieses Werk, welches in deutscher Uebersetzung zu Leipzig 1702 erschien, gab ebenso, wie das dreissig Jahre später erschienene über die Sterblichkeit in Breslau 1687—91 von Dr. C. Neumann, nur die concreten Zahlen ohne mathematische Bearbeitung. Auf die Zahlen der letzteren Schrift gestützt, wie in der Geschichte der Lebensversicherung bereits berichtet worden ist, construirte Halley die erste Mortalitätstabelle, welche er in seiner früher erwähnten Abhandlung: „An estimate of the degrees of the Mortality of Mankind", in den „Philosophical Transactions" Vol. XVII, London 1693, veröffentlichte. Der Holländer W. Kerseboom berechnete nach den Erfahrungen von holländischen und westfriesischen Rentenanstalten eine Mortalitätstabelle, welche in seiner Schrift: „Verhandeling tot een Prove om te weeten de probable menigte des Volks in de Provintie van Holland en Westvriesland", Amsterdam 1738, enthalten ist**). Sein Landsmann, Nicolaus Struyk, schrieb „Anhangsel op de Gissingen voor den staat van het Menschelyk Geslacht, en de Uitreekening der Lyfrenten",

---

*) Die Londoner Mortalität von 1730—1829 hat in neuerer Zeit der Engländer J. Marshall vollständig und eingehend behandelt.

**) Da die Schrift dem wesentlichen Inhalte nach ein Versuch ist, die Volksmenge der betreffenden Provinzen durch Schätzung zu ermitteln, so gehört sie eigentlich in die Populationsstatistik. Eine zweite und dritte Abhandlung über denselben Gegenstand veröffentlichte der Verfasser 1742.

Amsterdam 1740, in welcher eine Mortalitätstabelle mit verschiedener Absterbeordnung für beide Geschlechter sich befindet. Oberconsistorialrath Johann Peter Süssmilch machte durch seine technisch eben so fehlerhafte als berühmte Schrift: „Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, dem Tode und der Fortpflanzung desselben erwiesen", Berlin 1741, in Deutschland Epoche. Seine Mortalitätstabelle, welche später Baumann verbesserte, fand viel Eingang in der deutschen und skandinavischen Praxis. Baumann berechnete und publicirte zugleich eine auf die Todtenlisten Brandenburgs basirte Mortalitätstabelle. Der früher erwähnte Engländer Thomas Simpson lieferte in seinem Werke „Doctrine of Annuities and Reversions, deduced from general and evident principles, with Tables showing the value of joint and single lives," London 1742, eine neue Bearbeitung von Dr. Neumanns oben angeführter Mortalitätsstatistik Breslaus, und im Vereine mit James Dodson bearbeitete er nachher: „The Mortality Bills of London from 1728 to 1737". Alle früher erwähnten Arbeiten weit überragend war aber das berühmte, bereits erwähnte Werk von Antoine Deparcieux: „Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine", Paris 1746; seine Mortalitätstabelle wurde im folgenden Jahrhundert für die Praxis, besonders in Frankreich und Oesterreich, zum grossen Theile massgebend. Der bekannte Dr. Price bearbeitete abermals die Londoner Sterbelisten in seiner Abhandlung: „On the expectation of lives, the increase of mankind, the influence of great towns on population, particularly the State of London, with respect to healthfulness and number of inhabitants"*). Er veröffentlichte im Ganzen zehn verschiedene Mortalitätstabellen, meistens auf die Beobachtungen Anderer basirt. Ausser der bereits angeführten von London, waren es: „The Northampton Table", auf die Sterblichkeitserfahrung in dieser Stadt während 46 Jahren (1735—80) gestützt, welche Tabelle

*) In den Phil. Transact. 1769, p. 89 ff.

für die Praxis in England epochemachend wurde; „the Chester Table“, berechnet nach Dr. Haygarth's Sterbelisten dieser Stadt für 10 Jahre (1772—81); „the Swedish National Table“, nach den von Dr. Wargentin zusammengestellten Resultaten von sieben Volkszählungen in Schweden (1755—76) berechnet, und zugleich die erste, welche auf der Sterblichkeit innerhalb eines ganzen Volkes beruht; „the Stockholm Table“, auf die Sterblichkeit in dieser Stadt für 9 Jahre (1755—63) berechnet; „the Norwich Table“, nach beobachteter Sterblichkeit in Norwich während 30 Jahren (1739—69); „the Holycross Table“, nach Dr. Gorsuch's Beobachtungen für 30 Jahre (1750—80); „the Warrington Table“, nach Dr. Aikin's Beobachtungen; „the Table of Süssmilch“ und endlich „the Table of Waadt“, nach Muret's Beobachtungen. Alle diese Tabellen wurden in seinem Hauptwerke: „Observations on Reversionary Payments, on Schemes for providing Annuities for Widows and for Persons in old age“, London 1771, publicirt, dessen vierte und vollständigste Ausgabe 1783 in zwei Bänden erschien. Ueber Mortalitätsverhältnisse schrieb er ferner: „Observation on the difference between the duration of human life in towns and in country parishes and villages“*); „Essay on the population of England from the revolution to the present time“, London 1780; und „Letter introducing Dr. Clark's Observations on some causes of the excess of mortality of males above that of females“**). Die Sterblichkeit in der Stadt Carlisle für 1779—87 wurde von Dr. John Heysham beobachtet und in seinem Werke „An Abridgement of Observations on the Bills of Mortality“ etc., Carlisle 1797, dargestellt.

In Frankreich blieb diese Branche der Versicherungslitteratur seit Deparcieux sehr zurück. Nur Buffon stellte in seiner berühmten „Histoire naturelle générale et particulière“, Paris 1749 ff. Vol. II. p. 601 eine Mortalitäts-

---

*) In den Phil. Trans. 1775 p. 424 ff.
**) In den Phil. Trans. 1786, p. 349 ff.

tabelle auf, welche aber für die Lebensversicherung ohne Bedeutung war.

Die Theorie und die mathematischen Rechnungen bei Lebensversicherung haben eine zweihundertjährige Litteratur aufzuweisen. Sowohl was Alter als Gediegenheit der Leistungen angeht, steht England in erster Linie. Der früher erwähnte Holländer Johann de Wit hat die Reihe dieser Art Werke mit seiner berühmten Abhandlung über Leibrenten, welche nach zweihundertjähriger Vergessenheit von Hendricks veröffentlicht wurde*), eröffnet (1671). Thomas Simpson schrieb „Doctrine of Annuities and Reversions, deduced from general and evident principles“, London 1742. Ein Supplement zu diesem Werke mit neuen Tafeln erschien unter dem Titel „Select Exercices“. Der Mathematiker A. de Moivre verfasste zwei Werke über Leibrenten, nämlich „Annuities on lives“, London 1743, und „On Annuities for lives“, London 1752. Price lieferte auch in dieser Branche mehrere werthvolle Arbeiten. Die älteste war seine Abhandlung „Observation on the proper method of calculating the values of reversions depending on survivorships“**). Darauf folgte sein früher erwähntes Werk „Observation on Reversionary Payments etc.“, London 1771, später von William Morgan edirt; ferner: „Theorems for finding in all cases the differences between the values of annuities payable yearly, and of the same annuities payable halfyearly, quarterly or monthly“***); und zuletzt „The doctrine of annuities and assurances on lives and survivorships, stated and explained by William Morgan“, London 1779.

In Deutschland nahm dieser Zweig der Lebensversicherungslitteratur einen glänzenden Anfang†) mit dem ausgezeichneten Werke des dänischen Nationalöko-

---

*) In dem Insurance Magazine Vol. II.

**) In den Phil. Trans. 1770, p. 268 ff.

***) Phil. Trans. 1776, p. 109 ff.

†) Von wenig Bedeutung war die Uebersetzung von Flourencourts Abhandlungen aus der juristischen und politischen Rechenkunst, welche zu Altenburg 1781 erschien.

nomen J. N. Tetens: „Anleitung zur Berechnung der Leibrenten und Anwartschaften, die von Leben und Tode einer oder mehrerer Personen abhängen, mit Tabellen zum praktischen Gebrauche“, 2 Theile, Leipzig 1785—86.

Von den hervorragenden Mathematikern des siebenzehnten und achtzehnten Jahrhunderts, welche ausser den bereits genannten durch ihre Erfindung oder Entwickelung direkt oder indirekt die Lebensversicherungsmathematik vervollkommnet haben, verdienen zum Schluss noch genannt zu werden die Engländer: Newton, John Wallis und Taylor; die Franzosen: de l'Hopital, d'Alembert und de Lagrange; endlich die Deutschen: Johann Bernoulli und seine zwei Söhne Nicolas und Daniel Bernoulli.

SIEBENTES CAPITEL.

Die mathematisch-statistische Litteratur der Lebensversicherung vom Anfange des neunzehnten Jahrhunderts bis 1868.

Während die Wahrscheinlichkeitsrechnung des siebenzehnten und achtzehnten Jahrhunderts nur auf solche Verhältnisse angewendet worden war, in welchen die Zahl aller überhaupt möglichen Fälle gegeben, wurde dieselbe von den zwei grossen Mathematikern des neunzehnten Jahrhunderts, Laplace und Gauss, einen Schritt weiter geführt. Sie brachten nämlich die Wahrscheinlichkeitsrechnung zugleich auf solche Ereignisse in Anwendung, deren überhaupt mögliche Fälle unbekannt sind. Pierre Simon Graf Laplace (geb. 1749, gest. 1827) lieferte zwei ausgezeichnete Werke über Wahrscheinlichkeit, nämlich „Théorie analytique des probabilités", Paris 1812, und „Essai philosophique sur les probabilités", Paris 1814*). Parisot schrieb „Traité du Calcul conjectural", Paris 1810, und Lacroix (geb. 1765, gest. 1843) „Traité élémentaire du calcul des probabilités", Paris 1816**), beide sehr

---

*) Eine deutsche Uebersetzung des letzteren Werkes haben wir von F. W. Tönnies „Versuch über Wahrscheinlichkeiten", Heidelberg 1819.

**) Das Werk von Lacroix wurde von E. S. Unger ins Deutsche übersetzt und mit Zusätzen und Erläuterungen vermehrt; es erschien unter dem Titel „Lehrbuch der Wahrscheinlichkeitsrechnung", Erfurt 1818.

beachtenswerthe Erscheinungen. A. de Courcy hat in der neuesten Zeit ein vorzügliches Werk „Essai sur les lois du hazard, suivi d'études sur les Assurances", Paris 1862, geschrieben. Der grosse Mathematiker Gauss (geb. 1777, gest. 1855), welcher die Methode der kleinsten Quadrate 1795 erfunden hatte, entwickelte die höhere Wahrscheinlichkeitstheorie in seinen berühmten Schriften: „Theoria combinationis", Göttingen 1823, und „Supplementum", 1828. Von den deutschen hierher gehörigen Werken sind ausserdem J. J. Littrow (geb. 1781, gest. 1840), „Die Wahrscheinlichkeitsrechnung", Wien 1833, und J. F. Fries, „Kritik der Principien der Wahrscheinlichkeitsrechnung", Wien 1842, besonders hervorzuheben.

Die Litteratur der Mortalitätstabellen war auch in dem neunzehnten Jahrhundert vorwiegend eine englische. Auf der von Dr. Heysham in seiner oben angeführten Schrift gegebenen Grundlage construirte Joshua Milne die sogenannte „Carlisle Table", welche er in dem Werke: „A Treatise on the Valuation of Annuities" etc. (siehe unten) im Jahre 1815 bekannt machte. Griffith Davies berechnete nach den Erfahrungen der Equitable Society eine Mortalitätstabelle, die erste, welche auf die Sterblichkeitserfahrung innerhalb der Mitglieder einer geschlossenen Gesellschaft basirt ist; sie wurde in seinem Werke „On Life Contingencies" (s. u.) publicirt. Eine für die Praxis erfolgreichere Arbeit lieferte der berühmte Actuar Arthur Morgan in seiner nach den Erfahrungen der Equitable für 67 Jahre (1762—1829) berechneten Tabelle, die gewöhnlich „Equitable Experience Table" genannt wird; sie erschien zu London 1834 unter dem Titel: „Tables showing the total Number of Persons assured in the Equitable Society". Der englische Regierungsactuar John Finlaison berechnete nach den an den Mitgliedern von Staatstontinen und Annuitäten während einer Reihe von Jahren gemachten Erfahrungen eine Mortalitätstabelle, „the Government Tables" genannt, welche im Jahre 1829 erschien unter dem Titel: „Report of John Finlaison, Actuary of the National Debt on the Evident and Elementary facts

on which Tables of Life Annuities are founded"*). Es folgten nun eine Menge Sterblichkeitstafeln, welche nach der Erfahrung von geschlossenen Gesellschaften berechnet waren. Galloway construirte eine Tafel nach der Erfahrung der „Amicable Society" von 1761—1831. Charles Ansell berechnete „The Friendly Societies' Table", welche in seiner Schrift „A Treatise on Friendly Societies", London 1835, publicirt wurde. Der berühmte Statistiker Neison hat gleichfalls nach den Erfahrungen der Friendly Societies eine Tafel construirt, welche in der dritten Ausgabe seines bekannten Werkes „Contributions to vital statistics", London 1857, enthalten ist. In demselben Werke befindet sich eine andere von ihm berechnete Tabelle über die Sterblichkeit unter der Bevölkerung in England und Wales. Siebenzehn englische Gesellschaften, unter dem Präsidium des Actuars Jenkin Jones, construirten nach den von ihnen gemachten Erfahrungen eine Tafel, welche gewöhnlich „Experience Table" genannt wird und für die Praxis von grosser Bedeutung wurde, nicht allein in England selbst, sondern auch in Deutschland. Sie erschien unter dem Titel „Series of tables of annuities and assurances, calculated from a new rate of mortality, London 1843. Nach dem englischen Census von 1841 construirte der rühmlichst bekannte Statistiker Dr. W. Farr eine Mortalitätstabelle, gewöhnlich „The English Life Table Nr. 1" genannt; sie wurde in „The fifth annual Report of the Registrar-General" publicirt, während die Erklärungen dazu erst in „The sixth annual Report" erschienen. Da aber diese Tabelle auf die Sterbefälle in England während eines einzigen Jahres basirt war, so konnte das Resultat nur sehr unsicher ausfallen. Desswegen construirte er eine zweite Tabelle, auf die Sterblichkeit während der 7 Jahre 1838—44 basirt, die unter dem Titel „English Life Table Nr. 2" bekannt ist und in dem „Twelfth annual Report of Registrar-General" veröffent-

---

*) In dem nämlichen Jahre erschien über denselben Gegenstand „The Report from the Select Committee on Life Annuities".

licht wurde. Endlich hat der unermüdliche Verfasser eine dritte Tabelle construirt, „The English Life Table Nr. 3“, auf die beiden Census 1841 und 1851, d. h. auf mehr als 50 Millionen Lebende und 6,470,720 Todesfälle basirt. Diese werthvolle Arbeit wurde im Jahre 1864 in dem General-Registrators jährlichen Bericht veröffentlicht.

Die Mortalitätstabellen der geschlossenen Gesellschaften, die sogenannten „Experience Tables“, sind in neuerer Zeit an Zahl sehr gestiegen. Ich erwähne nur von denselben: Downe's „Table of the Economic“, London 1857; „The Table of Clerical, Medical and General“; Charles Jellicoe's Table of the Eagle; William Spen's Table of the Scottish Amicable (1861) und Percy M. Dove's Table of the Royal, London 1865.

In Frankreich construirte Duvillard im Anfange des Jahrhunderts eine Mortalitätstabelle, die wenig Werth hatte. Dasselbe gilt von der später erschienenen von de Montferrand, veröffentlicht in dem „Journal de l'école royale polytechnique“, obschon sie in der französischen Praxis einige Anwendung fand. Von den belgischen Tafeln sind nur die von Quetelet, nach der Sterblichkeit der ganzen Bevölkerung von 1841—50 berechnet, besonders zu erwähnen; sie wurde in dem „Bulletin de la Commission centrale vol. V“, Brüssel 1856, veröffentlicht, ist aber ohne praktische Erfolge geblieben.

Obschon Deutschland sehr wenige beachtenswerthe Mortalitätstafeln aufzuweisen hat, sind doch mehrere sehr gediegene deutsche Werke über diesen Gegenstand veröffentlicht worden. J. L. Casper schrieb das bekannte Werk über „Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen in den verschiedenen bürgerlichen und geselligen Verhältnissen, nach ihren Bedingungen und Hemmnissen untersucht“, Berlin 1835. In demselben lieferte er eine Menge Tafeln über die Sterblichkeit in mehreren Hauptstädten (Berlin, Paris, London) und in den verschiedenen Berufsklassen. Zwei Jahre später erschien in Crelle's Journal für reine und angewandte Mathematik Bd. XVI, p. 58 ff. die von Rechnungsrath Brune, nach den Erfah-

rungen der königlich preussischen allgemeinen Wittwenverpflegungsanstalt von 1776—1834 construirte Mortalitätstabelle, welche eine vorzügliche Arbeit genannt werden darf. Für die Praxis, namentlich in Wittwenanstalten, gewann diese Tafel eine ziemlich grosse Bedeutung. Eine noch verdienstlichere Arbeit lieferte Ludwig Moser in seinem Werke: „Die Gesetze der Lebensdauer, nebst Untersuchungen über Dauer, Fruchtbarkeit der Ehen, über Tödtlichkeit der Krankheiten“ etc., Berlin 1839. Die Sterblichkeitstheorie und die Methoden dieselbe zu ermitteln wurden hier zuerst auf deutschem Boden einer gründlichen Kritik unterzogen. Auch hat er in diesem Werke eine nach den Beobachtungen von Kerseboom construirte Mortalitätstabelle geliefert. Brune construirte auf Grund der erweiterten Erfahrung in der preussischen Wittwenanstalt (1776—1845) eine verbesserte Tafel. Tellkampf berechnete eine Hannöversche*), Gebhard eine bayerische**) und Leonhardi eine sächsische Tabelle***), von welchen die erste beachtenswerth ist. Eine sogenannte „grosse Mortalitätstabelle“ wurde, gestützt auf ältere heterogene Materialien, von Bruns berechnet†), war aber ohne Bedeutung. Dagegen construirte Dr. K. Heym eine, nach Erfahrung der Preussischen Wittwenanstalt von 1776—1852, auf 31,398 Sterbefälle basirte Mortalitätstafel††), die die Brune'sche weit übertraf. Derselbe Verfasser hat noch zwei andere Mortalitätstabellen berechnet, nämlich eine nach den Erfahrungen der Gothaer Bank von 1829 bis 1849, und die andere nach den Erfahrungen des Königreichs Sachsen von 1838—1851†††).

---

*) Die Verhältnisse der Bevölkerung und der Lebensdauer im Königreich Hannover. Hannover 1846.

**) Ueber Wittwen- und Waisenpensionsanstalten. München 1844.

***) Mittheilungen des statistischen Vereins für das Königreich Sachsen. 17. Lieferung. Dresden 1848.

†) Dr. Masius, Rundschau. II. Bd. Leipzig 1852.
††) O. c. IV. Bd. Leipzig 1854.
†††) O. c. V. Bd. Leipzig 1855.

Dr. Ph. Fischer machte durch sein ausgezeichnetes Werk „Grundzüge des auf menschliche Sterblichkeit gegründeten Versicherungswesens“, Oppenheim am Rhein 1860, in der Mortalitätswissenschaft Epoche, indem er sämmtliche Ermittelungsmethoden einer gründlichen Kritik unterzog. Gleichfalls lieferte er in demselben Werke eine Mortalitätstabelle, welche aus dem nämlichen Materiale, das der obenerwähnten Tabelle von Heym von 1853 zu Grunde liegt, geschöpft und noch sorgfältiger construirt wurde. Eine populär gehaltene Abhandlung über Mortalitätstabellen verdanken wir dem Finanzrath G. Hopf; sie wurde 1866 veröffentlicht*). Der talentvolle Wilhelm Lazarus schrieb eine kleine, aber beachtenswerthe Schrift „Ueber Mortalitätsverhältnisse und ihre Ursachen“, Hamburg 1867. Professor Wittstein lieferte in seinem Werke: Mathematische Statistik und deren Anwendung auf Nationalökonomie und Versicherungs-Wissenschaft, Hannover 1867, eine Mortalitätstabelle aus den Erfahrungen der hannöverschen Anstalt 1831—65, und stellte über Mortalitätsermittelung eingehende Untersuchungen an. Endlich hat Dr. H. Scheffler 1868 eine sogenannte „Mittlere Sterblichkeitstafel“ veröffentlicht**). Sämmtliche deutsche Mortalitätstabellen, mit Ausnahme von denjenigen von Süssmilch-Baumann und Brune, sind ohne praktische Verwerthung für die Lebensversicherung geblieben, da die meisten deutschen Gesellschaften englische Tafeln benutzen.

Auch Russland und Amerika haben in diesem Zweige der Lebensversicherungslitteratur originelle Arbeiten aufzuweisen. Lachmund berechnete eine Tafel nach den Erfahrungen der Petersburger Gesellschaft, und Sheppard Homans eine nach den Erfahrungen der Newyorker Mutual Life Insurance Company***).

---

*) In Kolb's Handbuch der vergleichenden Statistik. 4. Ausg. Leipzig 1866 p. 484 ff.

**) Sterblichkeit und Versicherungswesen. Braunschweig 1868.

***) Die amerikanischen Gesellschaften bedienen sich jedoch meistens der früher erwähnten Carlisle Table.

Obschon die officielle Populationsstatistik, vertreten von den statistischen Staats-Bureaux, bis jetzt nicht genügende Resultate für die Lebensversicherungswissenschaft geliefert hat, so sind ihre Ergebnisse doch, von unserem Standpunkte aus, immerhin von grossem Interesse. Das älteste statistische Staatsbureau wurde auf Vorschlag der kgl. schwedischen Akademie der Wissenschaften im Jahre 1748 zu Stockholm errichtet. Seitdem sind, doch meistens erst in dem neunzehnten Jahrhundert, derartige Bureaux fast in allen europäischen Staaten und in Nordamerika errichtet worden. Die Bearbeitung des auf amtlichem Wege gesammelten Materials, besonders was die Mortalitäts- und Vitalitätsverhältnisse anbetrifft, ist im Allgemeinen wenig befriedigend; das englische, französische, belgische, preussische, sächsische, bayerische, hessische und schwedische Bureau lieferten bis jetzt die besten Bearbeitungen*). Dr. Farr, A. Legoyt, Quetelet,

*) Die wichtigsten officiell-statistischen Schriften über Bevölkerungsverhältnisse sind: „Annual Report of Registrar-General" (London), Statistique de la France (Paris), Documents statistiques, publiés par le département de l'Intérieur (Brüssel), Zeitschrift des kön. preuss. stat. Bureaus, Jahrbuch für die amtliche Statistik des Preuss. Staats, Preussische Statistik (Berlin); Zeitschrift des statistischen Bureaus des kön. sächs. Ministeriums des Innern (Dresden); Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern (München) Beiträge zur Statistik des Grossherzogthums Hessen, Mittheilungen der grossherzogl. hess. Centralstelle für Landesstatistik (Darmstadt); Bidrag till Sveriges officiela Statistik, Statistisk Tidskrift, utgifven af kongl. statis. Centralbyrån (Stockholm); Tafeln und Mittheilungen aus dem Gebiete der Statistik, Statistische Jahrbücher der Oesterreichischen Monarchie (Wien); Beiträge zur Statistik des Grossh. Baden (Carlsruhe); Zur Statistik des Königreichs Hannover; Beiträge zur Statistik des Grossherzogthums Sachsen-Weimar-Eisenach (Weimar); Statistische Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg; Beiträge zur Statistik Mecklenburgs (Schwerin); zur Statistik des Bremischen Staats; Statistica del Regno d'Italia, Annuario Statistico-Italiano (Turin); Censo de la poblacion de España de 1860, por la Junta general de Estadística, Anuario estadístico de España (Madrid); Statistisches Jahrbuch des russischen Reichs, Statistische Tabellen des Russischen Reichs (St. Petersburg); Statistiske Tabeller, udgivne af

Heuschling, Dr. Engel, v. Hermann, Dr. Weinlig, A. Fabricius und Dr. Berg haben sich rühmlichst durch ihre officiellen statistischen Arbeiten über Bevölkerungsbewegungen ausgezeichnet. Um die officielle Populationsstatistik, namentlich in Bezug auf die Mortalitätsverhältnisse, einen Schritt weiter zu führen, und zwar durch die Analysis, schrieb Dr. G. F. Knapp eine werthvolle Schrift „Ueber die Ermittelung der Sterblichkeit", Leipzig 1868. Dieselbe Aufgabe hat Professor Wittstein in seiner oben erwähnten Schrift verfolgt.

Unter den halbofficiellen und nichtofficiellen Werken über die verschiedenen Zweige der Bevölkerungsstatistik sind eine Menge von besonderem Interesse für die Lebensversicherungswissenschaft. Dr. C. Bernoulli schrieb „Populationistik oder Bevölkerungswissenschaft", in zwei Theilen, Ulm 1840—41, nebst einem Nachtrag zu derselben, Ulm 1843. Weit bedeutender war die „Allgemeine Bevölkerungsstatistik" von Wappaeus, 2 Bände, Leipzig 1859—61. Dr. v. Hermann schrieb sehr gründlich und klar „Ueber die Bewegung der Bevölkerung in Bayern", München 1853. Dasselbe gilt von Dr. Engel's zwei Werken: „Das Königreich Sachsen, Land und Leute", Dresden 1853, und „Land und Leute des preussischen Staats", Berlin 1863. Von den vielen ausgezeichneten Werken des berühmten Quetelet führe ich nur an: „Sur l'homme et le développement de ses facultés, ou essai de physique sociale", 1.—2. vol., Paris 1835; ferner „Du système social et des lois qui le régissent", Paris 1848; und aus der neuesten Zeit sein im Verein mit Heuschling herausgegebenes Werk: „Statistique internationale", Bruxelles 1865. Neison schrieb Contributions to vital Statistics, London 1857. Von Wichtigkeit sind die zwei Zeitschriften: Journal of the Statistical Society (London) und Journal de la Société de Statistique (Paris), die sehr werthvolle Abhandlungen

---

Departementet for det Indre (Christiania); Statistisk Tabelværk (Kopenhagen).

über Bevölkerungsbewegung brachten. In der Medicinal- u. Morbilitätsstatistik zeichneten sich besonders Chadwick*), Granville**) Escherich***), Oesterlen†) und Bertillon††) aus. Ueber hohes Alter lieferten Easton†††), Flourens§) und Thomas Bailey§§) sehr interessante Werke.

Die Theorie und die mathematischen Rechnungen der Lebensversicherung wurden in diesem Jahrhundert bedeutend erweitert und entwickelt. Francis Baily machte mit seinem berühmten Werke: „Doctrine of Interest and Annuities and of Life-Annuities and Assurances“ I—II. vol. London 1809—13, Epoche§§§). Kurz darauf veröffentlichte J. Milne „A Treatise on the valuation of Annuities on Lives and Survivorships“, London 1815, I.—II. vol. Ein anderer ausgezeichneter Actuar, William Morgan, welcher mehrere werthvolle finanzwissenschaftliche Abhandlungen in den „Philosophical Transactions“ und „Monthly Magazine“ lieferte, schrieb: „Principles and Doctrine of Assurances, Annuities on Lives, and contingent Reversions“, London 1823. Von Griffith Davies erschien: „Tables of Life-Contingencies“, London 1825, und „Remarks on assurances of lives“, London 1830. Professor de Morgan verfasste einen „Essay on the probabilities, proportionalities and the Insurance Companies“, London 1838; P. Hardy „New Remarks on proportionalities“, London 1840; David Jones „Value of Annuities and Reversionary Payments, London“ 1843; und James

---

*) The duration of Life, London 1844.

**) Treatise on sudden death, London 1854.

***) Hygienisch-statistische Studien, Würzburg 1854.

†) Handbuch der medicinischen Statistik. Tübingen 1864.

††) Statistique des causes de decès. Paris 1864.

†††) On human longevity, Salisbury 1799.

§) De la longevité humaine. Paris 1855.

§§) On longevity, Nottingham 1867.

§§§) Ein Nachdruck von diesem ausgezeichneten Werke erschien vor einigen Jahren in London, aber so voll von Fehlern, dass er gänzlich unbrauchbar ist.

„Treatise on Annuities and Reversionary Payments", London 1851, alle für die Lebensversicherungstheorie höchst werthvolle Arbeiten.

Die deutsche theoretische Lebensversicherungslitteratur in der ersten Hälfte des Jahrhunderts entsprach durchaus nicht der Erwartung, wozu Tetens glänzender Anfang berechtigt hatte. Wir begegnen nur ein paar kleineren Leistungen von diesem Verfasser*) und Jakob Struve**); dann der Anleitung von dem Dänen J. H. Meyer***), Deyle's Uebersetzung von des Franzosen Grimmiliet's „Neue Theorie"†), und den zwei Versuchen von J. J. Littrow††) und Klaber†††), die mathematischen Rechnungen bei Lebensversicherungen zu popularisiren; endlich Dr. Schnuse's Uebersetzung von Baily's obenerwähntem Werke§). Erst Mitte des Jahrhunderts nahm diese Art Litteratur in Deutschland einen erfreulichen Aufschwung, wozu die Gründung der fachwissenschaftlichen Zeitschrift von Dr. Masius, „Die Rundschau", wesentlich beitrug, indem sie die Veröffentlichung von theoretisch-technischen

---

*) Nachricht von dem Zustande der allgemeinen Wittwen-Kasse zu Kopenhagen mit Bemerkungen über Versicherungs-Anstalten auf Lebens- und Sterbefälle und der Art, sie zu prüfen. Kopenhagen 1803.

**) Ueber das Risico der Kassa bei Versorgungs-Anstalten oder Erläuterung über Tetens Berechnung der Leibrenten und Anwartschaften, Altona 1803.

***) Der gleichfalls, wie Tetens, in deutscher Sprache schrieb: Anleitung zur Berechnung der Leibrenten und Anwartschaften. Kopenhagen 1823.

†) „Neue Theorie der Berechnung zusammengesetzter Zinsen, der Jahresrenten, Leibrenten und des Ankaufs derselben". Ulm 1825.

††) „Anleitung zur Berechnung der Lebensrenten und Wittwenpensionen ohne Hülfe der Algebra". Wien 1829.

†††) „Anweisung zur leichten Berechnung der zusammengesetzten Interessen, Jahresrenten, Leib- oder Lebensrenten und Tontinen". Prag 1832.

§) „Theorie der Lebensrenten, Lebensversicherungen, Wittwenkassen und anderer ähnlichen Anstalten, nebst den dazu gehörigen Tabellen". Weimar 1838. Dr. Schnuse hat zwar das Werk erweitert und ergänzt, aber wegen vieler Druckfehler ist das Original der Uebersetzung vorzuziehen.

Abhandlungen erleicherte. Dr. W. Jahn gab eine sehr befriedigende Darstellung von den Rechnungen bei Versicherungen auf den Todesfall in seiner „Ausführlichen Berechnung der Prämien und des Reservefonds bei Lebensversicherungs-Anstalten“, Zittau 1852. Finanzrath G. Hopf schrieb 1853 eine beachtenswerthe Abhandlung über die Bestimmungen in der Verfassung der Gothaer Lebensversicherungsbank über Berechnung der Reserve mit ihren Consequenzen*). Dr. Wiegand lieferte eine Darstellung der „mathematischen Grundlagen der wichtigsten Lebensversicherungs-Arten“, Halle 1854. K. Hattendorf übersetzte das obenerwähnte Werk von David Jones**). Von weniger Bedeutung waren die Anleitungen von Professor Spitzer***), J. Neumann†), F. Hartner††) und Dr. Escher†††). Dr. W. Jahn berechnete „die Prämien für Wittwenpensionen unter Zugrundelegung der Bruneschen Tabelle und eines Zinsfusses zu 4 Procent“, Zittau 1861. Das Risico bei Lebensversicherungen wurde von Raedell§), Bremiker§§), Zech§§§) und Lachmund⁑) entwickelt Die Prämienreserve erhielt eine gründliche und umfassende Behandlung von Dr. A. Zillmer, theils in seinem Werke: „Die mathematischen Rechnungen bei Lebens- und Rentenversicherungen“, Berlin 1862, theils in seinen „Beiträgen zur Theorie der Prämienreserve bei Lebensversicherungs-Anstalten, Stettin 1863. Dr. E. Langheinrich's Schrift „Ueber den Werth der Lebens-

*) „Rundschau“, III. Bd. Leipzig 1853, p. 35 ff.

**) Leibrenten und Lebensversicherungen. Hannover 1859.

***) Anleit. z. Berechnung der Leibrenten u. Anwartschaften. Wien 1860.

†) Anleitung zur neuesten und kürzesten Berechnung von Annuitäten. Wien 1860.

††) Das Wesen u. d. Berechnungen d. Lebensversicherungen. Wien 1861.

†††) Anleitung zur praktischen Lösung der bei Kapitalien- und Rentenversicherungen vorkommenden Rechnungsaufgaben. Wien 1864. (Ein Popularisirungsversuch.)

§) Die Lebensfähigkeit von Versicherungsanstalten. Berlin 1857.

§§) Das Risico bei Lebensversicherungen. Berlin 1859.

§§§) Das Risico bei Lebensversicherungen. Tübingen 1861.

⁑) Das Risico bei der Lebensversicherung. (In Dr. Elsners Archiv, I. Bd.) Berlin 1864.

versicherungs-Police", Leipzig 1862, gehörte ebenfalls zu den besten Leistungen in dieser Branche. Die Kranken- und Invalidenversicherung wurde von Dr. K. Heym*) und Dr. A. Wiegand**) meisterhaft behandelt. Von weniger Bedeutung waren die hieher gehörigen Schriften von C. Albert***) und J. Kaan†). Dr. O. Beeck lieferte eine Reihe Prämientabellen für aufgeschobene Leibrenten, Kapitalversicherung auf zwei verbundene Leben u. s. w. Halle 1866 ff., die sich durch Correctheit auszeichneten. Die neueste theoretische Erscheinung ist Dr. Scheffler's früher erwähntes Werk über „Sterblichkeit und Versicherungswesen", Braunschweig 1868, in welchem sowohl das Sterblichkeits- als auch das Verzinsungsgesetz als stetig wirkendes dargestellt wird. In den Versicherungszeitschriften, ausnahmsweise auch in den mathematischen Fachzeitungen, haben übrigens Hopf, Hattendorff, Wiegand, Heym, Fischer, Wittstein, Weninger, Zillmer, Laudi, Lachmund, Lazarus und Kanner werthvolle theoretisch-technische Abhandlungen und Aufsätze geliefert.

Frankreich blieb in der neueren Zeit in diesem Zweige der Lebensversicherungslitteratur zurück. Ausser dem bereits erwähnten Werke von Grimmiliet sind nur die von Courcy besorgte Uebersetzung von Baily's berühmtem Handbuch unter dem Titel: „Théorie des annuités viagères et des assurances sur la vie", Paris 1836, und einige beachtenswerthe Abhandlungen von E. Reboul besonders zu erwähnen.

Auch verdient die von der kgl. Akademie zu Amsterdam publicirte Schrift von R. Lobatto: „Mémoire sur une méthode d'approximation pour le calcul des rentes viagères", Amsterdam 1864, hier genannt zu werden, wenn sie für die Praxis auch nur von geringem Werthe ist.

*) „Die Kranken- und Invalidenversicherung". Leipzig 1863.

**) „Die Versicherung gegen Erwerbsunfähigkeit". Halle 1865.

***) „Hülfstabellen zur Berechnung der Invaliden-, Wittwen- und Waisenpensionen". Leipzig 1863.

†) „Die mathematischen Rechnungen bei Pensionsinstituten der Eisenbahnbeamten". Wien 1864.

ACHTES CAPITEL.

Die populär-praktische, medicinisch-juristische, historisch-statistische und periodische Litteratur der Lebensversicherung (1827—1868).

Obschon das Publikum, mit Ausnahme von England und Nordamerika, sehr wenig Kenntniss von der Lebensversicherung hat, ist die Zahl der populär-praktischen Schriften über dieselbe ziemlich gross. Es kann natürlich hier nicht die Rede sein von den vielen Hunderten Prospecten oder sonstigen Einladungsschriften der respectiven Gesellschaften, von welchen jede alljährlich viele Hunderte Exemplare im Publikum verbreitet; denn diese Schriften bilden zusammen eine kleine Bibliothek! Ich werde nur diejenigen Werke und Schriften, welche ohne Rücksicht auf Geschäftseroberung, für das Publikum oder praktische Versicherungsmänner verfasst wurden, hier berücksichtigen.

Der Anfang dieser Art Litteratur datirt in England erst seit den zwanziger Jahren und in Deutschland seit Gründung des ältesten Lebensversicherungsinstituts. Das Werk von Babbage: „A comparative view of the various Institutions for the assurance of Lives", London 1826, erschien in deutscher Uebersetzung unter dem Titel: „Vergleichende Darstellung der verschiedenen Lebens-Assecuranz-Gesellschaften", Weimar 1827. G. F. Krause schrieb über „Das Princip der Gegenseitigkeit bei Versorgungs-Anstalten", Prag 1828, und „die Gemeinnützigkeit der Lebensversicherungs-Anstalten", Ilmenau 1829. „Zweck

und Einrichtung der Lebensversicherungs-Anstalten", wurde in einer kleineren Schrift von Bleibtreu behandelt, Carlsruhe 1832. Littrow schrieb mit Gewandtheit und Klarheit „Ueber Lebensversicherungen und Versorgungsanstalten", Wien 1832. Zu derselben Zeit erschienen mehre kleinere anonyme Schriften, um das Publikum über die Lebensversicherung zu orientiren*). Masius gab zuerst in seiner „Lehre der Versicherung", Leipzig 1846, eine kurze populäre Darstellung der Lebensversicherung, und eine Abtheilung seines Werkes „Handbuch für Versicherungs-Agenten oder solche, welche es werden wollen", Leipzig 1847, wurde ebenfalls der Lebensversicherung gewidmet. Auch in seinem letzten Werke „Systematische Darstellung des Versicherungswesens", Leipzig 1857, gab er eine populäre Darstellung der Lebensversicherung. Finanzrath G. Hopf lieferte zwei Monographien, die sowohl wegen des Gegenstandes als auch wegen der ausgezeichneten Behandlung desselben für das grosse Publikum von besonderm Interesse waren, nämlich: „Die wesentlichsten Ergebnisse der Gothaer Lebensversicherungsbank in dem ersten Vierteljahrhundert ihres Bestehens", Leipzig 1855, und „Ergebnisse der Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha während der ersten vier und dreissig Jahre ihres Bestehens, von 1829—62", Gotha 1863. Populäre Abhandlungen über Lebensversicherung mit mehr oder weniger Talent abgefasst, erschienen von Fuchs**), Kühnert***), Krebs†),

---

*) Z. B. „Die Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha und die Lebensversicherungsgesellschaft zu Leipzig neben einander gestellt und nach Grundsätzen und ihren eigenen Satzungen verglichen und beurtheilt", Braunschweig 1830; „Das Verhältniss der Lebensversicherungsanstalten zu Spar- und Versorgungskassen", Stuttgart 1830; „Ideen über Lebensversicherungs-Anstalten und ihre Mängel", Braunschweig 1831.

**) „Beiträge zur Kenntniss der Lebensversicherung". Berlin 1861.

***) „Die richtige Benützung der Lebensversicherungs-Anstalten". Göttingen 1861. 3. Ausgabe.

†) „Vortrag über Lebensversicherung". Breslau 1863.

Saski*), Fachini**), Wallmann***) etc., auch lieferten die Fachzeitungen mehrere ausgezeichnete populäre Aufsätze. In diesem Zweige der Litteratur nahm aber Dr. A. Wiegand unbedingt den ersten Rang ein. In einer Reihe von classischen Schriften: „Lebensversicherungs-Katechismus“, 1856, „Lebensversicherungs-Praxis“, 2te Aufl. 1858, „Aphorismen über Lebensversicherung“, 1862, „Zerstreute Aufsätze über Lebensversicherung“, 1865, und „die Lebensversicherung, belehrende Aufsätze für Jedermann, insbesondere für Lebensversicherungs-Agenten“, 1867, hat er Manches der Theorie und Technik populär beleuchtet und die Lebensversicherungspraxis nach allen Richtungen hin kenntnissreich und talentvoll behandelt.

Die populären Aufsätze, welche die grössern encyclopädischen Werke von Brockhaus, Pierer und Meyer lieferten, waren leider sehr dürftig und zum Theile uncorrekt.

Wie zu erwarten, hat die englische Versicherungslitteratur eine Menge ausgezeichnete populär-praktische Schriften über Lebensversicherung aufzuweisen. Das Werk von Babbage wurde bereits oben erwähnt. Pocock schrieb über „The nature, advantages and importance of assurances upon lives“, London 1842. Samuel Brown's kleine Schrift: „Thoughts on Life Assurance“, London 1849, war meisterhaft. Ein sehr schätzbares, anonymes Werk „Hand-book of Life-Assurance“ kam zu London 1854 heraus. Walford lieferte in seinem „Assurance Guide and Handbook“ London 1857, eine musterhafte Anleitung für den praktischen Versicherungsmann. Auch das Werk von J. Baster Langley, „The Life-Agents Vademecum“, London 1863, ist sehr beachtenswerth, wenn auch eine systematische Behandlung des Stoffes vermisst wird. Charles

---

*) „Die volkswirthschaftliche Bedeutung des Versicherungswesens“, 2. Aufl. Leipzig 1866. „Der Versicherungsfreund“, Heft I. „Die Capitalversicherung auf den Todesfall“. Leipzig 1867.

**) „Das Versicherungswesen in seiner praktischen Anwendung“. Wien 1865.

***) „Praktischer Rathgeber im Versicherungswesen“. Charlottenburg 1868.

Ansell, W. T. Thomson, Sober, Sturrock, Beck und Sang haben alle durch werthvolle Schriften diese Branche bereichert. Auch sind die populär gehaltenen Abhandlungen über Lebensversicherung in „Chambers Information for the People“, „Encyclopædia Britanica“ und „National Cyclopædia“ ausgezeichnete Leistungen in ihrer Art zu nennen.

Was Frankreich in dieser Branche aufzuweisen hat, gehört der neuesten Zeit an. L. Prodhomme schrieb einen „Coup d'œil sur les Assurances en cas de vie“, Paris 1858, worin er die Anwendung der mannigfaltigen Combinationen der Lebensversicherung auseinandersetzte. Der bekannte Schriftsteller Edmond About verfasste eine Schrift, um das grosse Publikum für die Lebensversicherung zu gewinnen, unter dem Titel „Les questions d'argent et l'assurance“, Paris 1865*), welche grosses Aufsehen erregte. Alfred de Courcy behandelte in einer kleineren Schrift „les Assurances sur la vie“, Paris 1866. Der Nestor der französischen Versicherungspresse, Pouget, schilderte die Bedeutung der Lebensversicherung für die Familie in seiner Schrift „Le père de famille ou de l'assurance sur la vie dans l'hérédité“, Paris 1866. Der talentvolle E. Reboul entwickelte aber auf diesem Gebiete die grösste Thätigkeit. Im Jahre 1863 publicirte er seine „Etudes sur les assurances“; ferner erschien von ihm: „Développement du crédit par l'assurance“, Paris 1864, „Assurances sur la vie“ mit einer Vorrede von Alfred de Courcy, Paris 1865, „Qui s'assure, s'enrichit“, Paris 1866, und „La moralité des assurances sur la vie“, Paris 1867, alle sehr lesenswerthe Erscheinungen.

Ein Handbuch der ärztlichen Untersuchung bei Lebensversicherung, in welchem diese so wichtige Branche vollständig behandelt ist, fehlt noch. Dagegen haben wir mehrere werthvolle Abhandlungen über diesen Gegenstand, in welchen bald diese, bald jene Seite des Thema's befriedigend erörtert wurde. Dr. Stephen Ward's „On the

---

*) Zu dieser Schrift hatte E. Reboul eine Vorrede geschrieben.

medical valuation of human vitality" steht in der ersten Linie*). Dr. W. Brinton's Abhandlung „On the medical selection of lives", London 1864, enthält eine Menge treffende Bemerkungen. Dr. Finali hat eine ausgezeichnete Abhandlung als Instruction für Vertrauensärzte bei der Assicurazioni Generali geliefert, Triest 1865. Professor A. Taylor gab in seinem Werke „Principles and Practice of medical jurisprudence", London 1865, eine interessante Darstellung der ärztlichen Untersuchung vom juristischen Standpunkte aus. Professor A. Tardieu bearbeitete und ergänzte jene Arbeit in einer Abhandlung in den „Annales d'hygiène publique", Paris 1866**). Professor Streubel's Instruction für die Vertrauensärzte der Teutonia, Leipzig 1867, ist mit grossem Fleisse ausgearbeitet und giebt ein vollständiges diagnostisches Schema. Dr. P. Niemeyer's Abhandlung in der Wiener medicinischen Presse für 1865 enthielt eine Menge treffende Bemerkungen, vorwiegend die formelle Seite des Gegenstandes betreffend. Endlich hat ein anonymer Verfasser in einer kleineren Schrift unter dem Titel „Der Lebensversicherungs-Agent als Diagnostiker", Wien 1868, dem Agenten über die ärztliche Seite des Lebensversicherungswesens eine befriedigende Anleitung gegeben.

Das Lebensversicherungs-Recht wartet gleichfalls auf eine umfassende, systematische Darstellung. Dr. Staudinger machte in dieser Branche in Deutschland den ersten Versuch mit seiner Schrift „Die Rechtslehre der Lebensversicherung", Erlangen 1858. Dr. C. Malss gab in seinen „Betrachtungen über einige Fragen des Versicherungsrechts", Frankfurt a. M. 1862, eine beachtenswerthe Entwickelung einzelner Fragen. Dr. Elsner versuchte in seiner „Deutschen Versicherungs-Zeitung" viele einschlagende Fragen im Einklange mit der preussischen Gesetzgebung zu lösen. Auch lieferte er eine deutsche Ueber-

*) Eine deutsche Uebersetzung von dieser Schrift wurde von Dr. Elsner, eine dänische vom Verfasser des gegenwärtigen Werkes besorgt.

**) Deutsch von Dr. Elsner in der D. Vers. Z.

setzung von den englischen Gesetzen für Handels- und Versicherungs-Gesellschaften*). Ein grösseres Verdienst erwarb er sich aber durch sein Werk: „Die Gesetze und Verordnungen über das Versicherungswesen in den deutschen Bundesstaaten", Berlin 1865**). Einige Zeitschriften behandelten in der neueren Zeit ausschliesslich die juristische Seite des Versicherungswesens. Hierher gehören: Dr. Malss' Zeitschrift für Versicherungsrecht, Leipzig 1865 ff.; Dr. Wallmann, Zeitschrift für Verfassung, Verwaltung und Recht der Actien- und der Versicherungs-Gesellschaften, Berlin 1866 ff.; Dr. Koziol, Zeitschrift für das Versicherungsrecht in Oesterreich, Wien 1867 ff. Auch die französischen Zeitschriften von Pouget und le Hir (s. u.) enthalten viele in diese Branche einschlagende Artikel, besonders gerichtliche Verhandlungen und Entscheidungen. Dasselbe gilt zum Theil auch von den englischen und amerikanischen Fachzeitungen. Sonst haben wir von auswärtiger Litteratur hier nur Merger's „Traité des assurances sur la vie", Paris 1858 und Beaumont „On the Law of Assurance" zu erwähnen.

Die Geschichte der Lebensversicherung, namentlich diejenige ihrer Theorie, fand mehrere tüchtige Bearbeiter. E. W. Farren schrieb: „Essay on the origin and early progress in England of the theory of probability", London 1844. Der durch seine finanz-historischen Arbeiten bekannte John Francis lieferte in seinem Werke „Annals, Anecdotes and Legends of Life-Assurance", London 1853, interessante Notizen, wenn auch nicht eine eigentliche Geschichte der Theorie und Praxis. Samuel Brown schrieb eine classische Abhandlung: „On the origin and progress of the Calculus of Probabilities"***). Hendriks behandelte eingehend einzelne Partien der Lebensversicherungsgeschichte†). Meisterhaft, wenn auch nicht vollständig, war Goraud's Werk „Histoire du calcul des pro-

*) Dr. Elsner's Archiv für das Versicherungswesen. I. Bd. 2. Heft.

**) Bildet den zweiten Band seines Archivs.

***) In Assurance Magazine, vol. VI.

†) l. c.

babilités", Paris 1848. Die deutsche Litteratur in diesem Zweige war sehr dürftig und lückenhaft. Dagegen hat sie einige tüchtige Leistungen in der Lebensversicherungsstatistik aufzuweisen, z. B. die meisterhaften jährlichen Berichte über „den Zustand und die Fortschritte der deutschen Lebensversicherungs-Anstalten" im „Bremer Handelsblatt"; ferner: Saski's „Jahrbuch für das gesammte Versicherungswesen in Deutschland", 1864 ff.*) und die statistischen Uebersichtstafeln von der „Berliner Börsenzeitung" und die von der „Bank- und Handelszeitung". In den Hübner'schen Jahrbüchern und in den deutschen Fachzeitungen wurde viel statistisches Material veröffentlicht, doch meistens ohne wissenschaftliche Bearbeitung. Eine Encyclopädie der Lebensversicherung fehlt noch. Eine allgemeine Assecuranzencyclopädie wurde von Pouget verfasst unter dem Titel „Dictionnaire des Assurances", Paris 1855**). Von Walford wird eine „Insurance Cyclopædia" vorbereitet.

Die periodische Versicherungslitteratur ist so ziemlich identisch mit der Versicherungspresse im Allgemeinen, da es nur sehr wenige Specialzeitschriften für Lebensversicherung giebt. Wie bereits früher erwähnt, eröffnete J. Hooper Hartnoll die Reihe dieser Art Erscheinungen mit „Post Magazine and Insurance Monitor" 1840, und dieselbe hat sich bis heute als eine vorzügliche Fachzeitung erhalten***). Vorwiegend der Lebensversicherungswissenschaft gewidmet ist das Organ des Institute of Actuaries: „Assurance Magazine", welches eine Sammlung der vorzüglichsten Abhandlungen von Fachmännern enthält. Von den übrigen englischen Versicherungszeitungen sind besonders die „Insurance Gazette" und die „Insurance Record" †) hervorzuheben. Von den amerikanischen ist der „New-York Insurance Monitor" ein sehr gut redigirtes Fachblatt; auch

*) Frankfurt a. M. 1864—65. Leipzig 1866 ff.

**) In zwei Bänden. Eine neue, vermehrte Ausgabe erscheint nächstens.

***) I.—XXIX vol. London 1840—68.

†) I.—VI. vol. London 1863—68.

die „Chicago Insurance Cronicle“ verdient genannt zu werden. In Frankreich gründete Pouget im Jahre 1850 sein „Journal des Assurances“*), das älteste französische Versicherungsorgan, welches, eben so wie auch das später von Dr. le Hir gegründete „Journal de l'assureur et de l'assuré“, sich vorwiegend mit Rechtsfragen und Gerichtsentscheidungen beschäftigt. Mit grossen Schwierigkeiten kämpfend hatte Dr. Masius den Anfang zur deutschen Versicherungspresse im Jahre 1846 gemacht; durch Talent und Ausdauer erkämpfte er derselben nach und nach Terrain, Anerkennung und Achtung, und behauptete bis zu seinem Tode (1865) den ersten Rang in Deutschland als Versicherungsjournalist. Seiner „Allgemeinen Versicherungs-Zeitung“ (Leipzig 1846—50) folgte die „Rundschau der Versicherungen“, welche 1864 bedeutend erweitert wurde. Nach Masius' Tode übernahm Friedr. Hüttner, welcher bereits früher als Mitarbeiter für die Zeitschrift gewirkt hatte, die Redaction derselben, und somit ist diese werthvolle Schöpfung des Masius bis auf heute fortgesetzt**). Eine Berliner Versicherungs-Zeitung von Dr. O. Hübner erschien Mitte 1853, ging aber Ende desselben Jahres wieder ein. Dagegen war die von Saski im Jahre 1860 gegründete „Deutsche Versicherungszeitung“ eine lebensfähige Erscheinung. Von Anfang an wurde sie zu Frankfurt a. M., seit Mitte 1861 aber zu Berlin publicirt. Mit dem 1. April 1862 übernahm Dr. Elsner die Herausgabe und Redaction derselben, welche von nun an bedeutend erweitert erschien und nach und nach eine grosse Verbreitung fand***). Saski gründete im Jahre 1866 zu Leipzig eine neue „Zeitschrift für und über das Versicherungswesen“, welche sich ebenfalls vieler Leser erfreut. Es sind jene zwei Zeitschriften, die Masius-Hüttner'sche und die Saski-Elsner'sche nicht allein als compilatorische Notizsammlungen und Versicherungschronik werthvolle

---

*) I.—XIX vol. Paris 1850—68.
**) I.—XVIII Bd. Leipzig 1851—68.
***) Jahrgang I.—IX. 1860—68.

Werke, sondern sie enthalten zugleich eine Menge Originalabhandlungen über Theorie und Praxis, und zwar von den hervorragendsten Eachmännern. Von den übrigen deutschen Zeitschriften, welche die Lebensversicherung behandelten, sind ferner hervorzuheben: „Die allgemeine deutsche Versicherungs-Zeitung" (Wien, seit 1865), redigirt von Professor Klun; die „Union" (Wien, seit 1863) von Fr. Fachini. „Die Wiener Sonntagszeitung" und „Börsenzeitung", beide von Alexander Scharff, haben eine besondere Abtheilung für Versicherungswesen; „Die Tribüne", die Berliner „Börsenzeitung" und der Frankfurter „Actionär" schreiben gleichfalls über Lebensversicherung*). In Holland erschien der „Assurantiebode", in Skandinavien die „Skandinavisk Forsikkrings-Tidende". Diese letztere wurde im Jahre 1862 von Dr. H. Eikerling und dem Verfasser dieses Werkes gegründet, ging aber bereits 1863, wegen Mangel an Theilnahme, wieder ein.

Zu der periodischen Versicherungslitteratur gehören ebenfalls die Jahrbücher, meistens Kalender oder Almanach genannt. In Deutschland machte Ferdinand Grunzke mit dieser Art Litteratur den Anfang. Sein „Deutscher Assecuranz-Kalender" für das Jahr 1862 enthielt eine Sammlung vorzüglicher Aufsätze und Tabellen, besonders zur Belehrung der Agenten. Aber zur Fortsetzung dieser Arbeit war die Theilnahme der Fachmänner zu gering. Von A. W. Wagner in Wien erschien ein „Deutscher Assecuranz-Almanach, Comptoir-Taschenbuch für die Versicherungswelt", Wien 1866. Eine Fortsetzung desselben für 1867 folgte. Ein sogenannter „Repertorischer Assecuranz-Almanach" von Elsner erscheint regelmässig

*) In dem letzten Decennium haben nicht allein eine Menge politische und Handels-Zeitungen Artikel über Versicherungswesen (in specie über Lebensversicherung) veröffentlicht, sondern eine nicht geringe Anzahl Versicherungs-Zeitschriften tauchten hie und da auf, um bald wieder eingestellt zu werden, z. B. die Berliner „Verkehrszeitung", der Berliner „Sprechsaal" u. s. w. Hierher gehört auch die nur kurze Zeit erschienene Berliner „Gazette internationale des Assurances".

seit 1867. Auch in Frankreich erschien ein „Almanach des Assurances“, Paris 1867. Alle diese Erscheinungen waren eigentlich nur Taschenbücher gemischten Inhalts für Agenten. In England dagegen publicirten mehrere Gesellschaften eigene „Almanachs“ mit dem Zweck, dem Publikum über ihren respectiven Status und ihre Geschäftsbewegung Aufklärung zu geben. Unter diesen Erscheinungen zeichnete sich besonders der Almanach der „Royal“ aus, sowohl wegen des gediegenen Inhalts, als auch wegen der eleganten Ausstattung. England hat den ältesten allgemeinen Assecuranzkalender aufzuweisen. Er wurde von dem Nestor der englischen Versicherungspresse J. Hooper Hartnoll im Jahre 1841 gegründet und erscheint unter dem Titel „The Post Magazine Almanach and Insurance Directory“*). Dem Titel ganz entsprechend, liefert er einen Kalender und eine grosse Menge Personalnotizen. Er ist in der That dasselbe für die englische Assecuranzwelt, was der „Almanach de Gotha“ ist für die europäische feine Welt, nämlich ein unentbehrliches Adressbuch.

Wir sind am Ende unserer Wanderung durch die verschiedenen Branchen der Lebensversicherungslitteratur. Der Plan dieses Werks erlaubte uns nicht, bei jeder einzelnen Schrift, ja nicht einmal bei jedem Verfasser zu weilen; dazu wäre nicht ein einziger Abschnitt, sondern ein ganzes Buch nöthig gewesen. Unsere Aufgabe war nur, eine gedrängte Darstellung der ganzen Lebensversicherungslitteratur und zwar vorwiegend einen vollständigen Litteraturnachweis zu geben, einerseits um den Lebensversicherungsstudent mit den Quellen und Bearbeitungen seiner Fachwissenschaft bekannt zu machen, andererseits um das Publikum von dem Reichthum der bereits vorhandenen Lebensversicherungslitteratur zu überzeugen.

---

*) London 1868: „Twenty-eight year of publication“.

NEUNTES

Chronologisch-historische Uebersicht vom Jahre n. Chr.

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
150	Ulpian.	
1100		Gegenseitige, durch feste Prämie geregelte Unterstützung der Gilden und Brüderschaften.
1300		Reise- und Unfallversicherung (Casualty assurance).
1500		
1538		Anfang der Wett-Assecuranz (Gambling-Assurance).
1550		Begräbnissgeldversicherung der Zunftkassen.
1570		Verbot gegen Vers. auf Menschenleben in Holland.
1588		Desgleichen in Genua.
1598		Amsterdamer Ordonnanz gegen Vers. auf Menschenleben.
1600		
1625		Hazardspiel in Italien und Frankreich.
1653	Tonti.	Erste Tontine in Frankreich errichtet.
1654	Pascal. Fermat.	

CAPITEL.

des Lebensversicherungswesens
150—1868.

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
150	Tafel der römischen Lebensdauer (Lex Falcidia testamentaria).
900	Sterbelisten der Hauptklöster.
1538	Kirchspielregister (Todtenzettel) in England.
1600	Todtenlisten der Kirchen allgemein.
1653	Tontinentheorie.
1654	Anfang der Wahrscheinlichkeitsrechnung.

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
1657	Huygens.	
1662	Pascal †.	
—	Sir Will. Petty.	
—	John Graunt.	
1665	Fermat †.	
1672	de Wit †.	Leibrentenanstalten.
1681		Französische Ordonnanz gegen Lebensversicherung.
1692	Caspar Neumann.	
1693	Halley.	
1695	Huygens †.	
1698		Mercer's Company's Wittwen- und Leibrentenversicherung.
1699		Society for Assurances for Widows and Orphans.
1700		Viele Lebensversicherungsexperimente ohne Technik in England.
1705	Jacob Bernoulli †.	„Amicable" wird errichtet.
1711	de Moivre.	
1716	Leibnitz †.	
1718	de Montmort †.	
1721		„Royal Exchange" u. „London Assurance" nehmen die Lebensbranche auf.
1738	Kerseboom.	
1740	Nic. Struyk.	Wittwenkassen werden in mehreren Staaten errichtet.
1741	Süssmilch.	
1742	Simpson.	
—	Halley †.	
1745	Dodson.	

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
1657	System der Wahrscheinlichkeitslehre. Huygens' „De ratiociniis in ludo aleae".
1662	Anfang der Mortalitätsstatistik. Petty's „Political Arithmetic".
—	Graunt's „Observations".
1671	Leibrententheorie. de Wit's Abhandlung.
1676	Erfindung der Differentialrechnung durch Leibnitz.
1684	Leibnitz' „Methodus pro maximis et minimis".
1692	Mortalitätsstatistik von Breslau.
1693	Erste Mortalitätstabelle.
1700	
1708	de Montmorts „Essai d'analyse".
1711	de Moivre's „De mensura sortis".
1713	„Ars Conjectandi" von J. Bernoulli erscheint.
1738	de Moivre's „Doctrine of changes".
—	Holländische Populationsstatistik und Mortalitätstabelle. Kerseboom's Abhandlungen.
1740	Differenz der Mortalität von Männern und Frauen. Struyk's „Lyfrenten".
1741	Erste deutsche Mortalitätstabelle. Süssmilch's „Die göttliche Ordnung".
1742	Simpson's „Doctrine".
1745	Erste engl. Versuche über technische Prämientabellen.

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
1746	Deparcieux.	
1748		Das erste statistische Staats-Bureau wird errichtet.
1749	Buffon.	
1751		Volkszählung über ganz Schweden.
1753	Euler.	
1754	de Moivre †.	
1755	Baumann.	
1761		„Equitable" wird gegründet.
1765	Wargentin.	Deren öffentliche Wirksamkeit fängt an.
1771	Price.	
1773		Parlamentsact gegen Wettassecuranz.
1780		Tontinen in Deutschland.
1782		Die hohen Prämien der Equitable herabgesetzt.
1783	Euler †.	
—	d'Alembert †.	
1786	Tetens.	„Seelenverkäufer" in England.
1791	Price †.	
—	François Lafarge.	Grosse Tontine „Caisse-Lafarge" wird in Paris errichtet.
1794	Condorcet †.	
1800		Zehn grosse Lebensversicherungs-Anstalten wirken in England.
—		30% Bonus wird von „Equitable" vertheilt.
1806	Benecke.	Lebensversicherungsanstalt zu Hamburg wird errichtet.
1809		Caisse Lafarge durch kais. Decret aufgehoben.
1812	Laplace.	
1813	Lagrange †.	
—	Baily.	
1815	John Milne.	

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
1746	Erste französische Mortalitätstabelle. Theorie der mittleren Lebensdauer. Deparcieux' „Essai".
1749	Buffon's Mortalitätstabelle.
1753	Euler's „Calcul de la probabilité".
1755	Süssmilch-Baumann'sche Mortalitätstafel.
1771	Price's „Observations on Reversionary Payments".
1776	Price's „Schwedische Nationaltafel".
1780	„Northampton" Mortalitätstabelle. Price verbessert die Technik der Equitable.
1786	„Reversionary Bonus" der Equitable. Teten's „Anleitung".
1791	Heysham's Mortalitätsstatistik von Carlisle.
—	System Lafarge.
1795	Methode der kleinsten Quadrate von Gauss.
1800	
1812	Laplace's „Theorie analytique des probabilitées".
1813	
—	Baily's „Doctrine".
1814	Laplace's „Essai philosophique sur les probabilitées".
1815	Carlisle Table. Milne's „Treatise".

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
1819		Erste französische Lebensversicherungs-Anst. wird errichtet.
1823	William Morgan.	Lebensvers.-Anstalt zu Elberfeld projektirt.
1824		Erste Lebensvers.-Anst. in Belgien wird errichtet.
1825	Davies.	
1826	Babbage.	Erste Lebensvers.-Anst. in Italien.
1827	Arnoldi.	Gothaer Lebensvers.-Bank wird errichtet.
—	Laplace †.	
1828		Gothaer Lebensvers.-Bank wird landesherrlich genehmigt. Lebensvers.-Anstalt zu Lübeck wird errichtet.
—		
1829	John Finlaison. Arthur Morgan.	Gothaer Lebensvers.-Bank wird eröffnet.
1830		Erste Lebensvers-Anst. wird in den V. S. von Nord-Am. errichtet.
1834		Assicurazioni Generali nimmt die Lebensbranche auf. Erste Dividende der Gothaer Bank wird vertheilt.
1835	du Quetelet.	Lebensversicherungs-Gesellsch. in Russland errichtet und monopolisirt.
—	Hopf.	Wird Actuar der Gothaer Bank.
1836		West - Middlesex Schwindelgesellschaft wird errichtet.
1837	Brune.	
1838	de Morgan.	
1839	Moser.	
1840	Hooper Hartnoll.	Die Statuten der Gothaer Bank erscheinen erweitert und revidirt.
—	Littrow †.	Garantieversicherung zu London wird errichtet.
1841	Arnoldi †.	
1842		„Mutual Life" zu New-York und Kopenhagener kgl. Lebensv.-Anst. werden errichtet.

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
1823	W. Morgan's „Principles and Doctrine". Gauss' „Theoria Combinationis".
1825	Erste Mortalitätstabelle nach Gesellschaftserfahrung. Davies' „Life-Contingencies".
1826	Babbage's „Comparative view".
1829	Government Tables.
—	Equitable Experience Table.
1835	du Quetelet's „Sur l'homme". Casper's „Wahrscheinliche Lebensdauer".
1837	Mortalitätstabelle der Preussischen Wittwenanstalt.
1838	de Morgan's „Essay on probabilities".
1839	Moser's „Gesetze der Lebensdauer".
1840	Anfang der Englischen Versicherungs-Journalistik.
1841	Erster Versicherungs-Kalender erscheint in England.
1842	Pocock's „Natures, advantages" etc.

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
1843	Jenkin Jones.	
—	David Jones.	
1844	E. W. Farren.	Joint-Stock Companies Act. „Bubble Companies" (Schwindelgesellschaften) in England. Zunehmen der „Winding-up" und „Amalgamationen" daselbst.
1846	Masius.	
—	Tellkampff.	
1847		Erste Lebensvers.-Anstalt in Norwegen.
1848		Eisenbahn-Unfall-Versicherung in England wird errichtet.
1849		Gründung des Institute of Actuaries. Finlaison Präsident desselben.
1850	Pouget.	Gründung der franz. Staatsversicherung „La caisse de retraite".
—		United States Life Insurance Comp. wird zu New-York errichtet.
—		Erste Renten- u. Kapitalversicherungs-Anstalt in Schweden.
1851	James.	Anfang der Regierungs-Controle über nordamerikanische Gesellschaften.
1853		Royale Belge in Brüssel wird errichtet. Die Lebensversicherungsindustrie in Deutschland entwickelt sich.
1854	Heym.	
1855	Gauss †.	
1856	Wiegand.	
1857	Neison.	„Hammonia" verunglückt. „Germania" zu Stettin wird errichtet.
1858		„Anker" zu Wien wird errichtet. In Deutschland hohe Abschlussprovision, Acquisiteure (Hausirer, „Zutreiber").
1859		Lebensvers.-Anstalt „Victoria" in Neu-Holland wird errichtet.

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
1843	Experience Table der 17 englischen Gesellschaften. David Jones' „Value of Annuities".
1844	Farren's „Historical Essay".
1846	Anfang der deutschen Versicherungspresse. Masius' „Lehre der Versicherung".
—	Hannöversche Mortalitätstabelle. Verbesserte Tafel von Brune.
1848	Goraud's „Histoire".
1850	Anfang der französischen Versicherungspresse.
1851	Gründung der „Rundschau" durch Masius. James' „Treatise".
1853	John Francis' „Annals".
1854	Heym's Tabelle der Preussischen Wittwenanstalt.
1855	Heym's „Sächsische Tabelle". Hopf's „Ergebnisse". Pouget's „Dictionnaire".
1856	Anfang Wiegand's praktischer Schriften mit dem „Lebensversicherungs-Katechismus".
1857	Neison's „Contributions".
1858	„Negative Prämienreserve" in Deutschland erfunden. Staudinger's „Rechtslehre".

Jahr.	Berühmte oder hervorragende Männer.	Wichtigste Begebenheiten.
1860	Charles Jellicoe.	Wird Präsident des Institute of Actuaries. Krankenversicherung in Deutschland („Austria“).
—	Fischer.	
1861		Prämienrückgewähr kommt in Deutschland auf.
1862	Zillmer.	Limited Liability Law in England. „Kosmos“ in Holland wird errichtet.
—		
1863	Reboul.	
—		
1864	Saski.	Englische Staats-Lebensversicherung von Gladstone wird errichtet.
—	Farr.	
1865	Masius †.	
—	Elsner.	
—	Percy M. Dove.	Versicherung gegen Tod im Kriege eingeführt in Deutschland.
1866		
—		Nuova Società di Commerciale muss liquidiren.
1867	Samuel Brown.	Wird Präsident des Institute of Actuaries.
—		Lebensversicherungskammer zu New-York wird errichtet.
—		Erste österreichische Vers.-Gesellschaft muss liquidiren. Lebensversicherung zu Gunsten des Papstes von „le Monde“ zu Paris.
1868	Dove †.	Das Lebensversicherungs-Collegium zu Berlin wird von Heym, Hopf, Lazarus, Wiegand, Busse, Kanner und Zillmer gegründet.

Jahr.	Lebensversicherungs-Wissenschaft und Litteratur.
1860	Gründung der „Deutschen Versicherungs-Zeitung" durch Saski.
—	Fischer's „Grundzüge".
1862	Zillmer's „Mathematische Rechnungen". Erste deutsche Assecuranzkalender.
—	de Courcy's „Essai". „Deutsche V. Z." wird an Elsner übertragen.
1863	Reboul's „Etudes". Vorschlag deutscher Techniker (Fischer, Heym, Hopf, Lazarus, Laudi, Weninger, Wiegand, Wittstein und Zillmer) einer gleichförmigen Bezeichnung in der Lebensversicherungs-Mathematik. Fachini's „Die Union".
1864	Anfang der Saski'schen „Jahrbücher". Farr's „Nationaltafel Nr. 3". Elsner's „Archiv".
—	
1865	Hüttner setzt „die Rundschau" fort. Klun's Wiener „Allg. Deutsche Vers.-Ztg.".
—	Elsner's „Deutsche Versicherungs-Gesetz-Sammlung".
—	Sterblichkeitstabelle der „Royal". Sterblichkeitscurven als colorirtes Diagramm zuerst dargestellt von Dove.
1866	Saski's „Versicherungs-Zeitschrift".
—	
1867	Wittstein's „Mathematische Statistik".
—	
—	
1868	Knapp's „Ermittelung der Sterblichkeit".

ZWEITE ABTHEILUNG.

Die Mortalitätsstatistik und die Wahrscheinlichkeitslehre mit besonderer Rücksicht auf Lebensversicherungswesen, nebst den Mortalitätstafeln.

ZEHNTES CAPITEL.

Ueber den Tod und die Sterblichkeit des Menschen im Allgemeinen.

Nach der heiligen Schrift, den grossen Naturforschern Buffon und Humboldt und dem in der allgemeinen Bruderliebe wurzelnden Bewusstsein der Familieneinheit des menschlichen Geschlechts hat dasselbe mit einem Paare den Anfang gemacht. Durch Zeugung und Geburt ist einerseits von diesem Paare aus die fortwährende Vervielfältigung des Menschen bewirkt, andererseits aber ist diese in ihren Resultaten fortwährend durch Krankheit und Tod aufgehalten, zurückgedrängt und vermindert worden. Es ist zwischen diesen beiden Factoren, der Vermehrung (Geburten) und der Verminderung (Todesfälle) annähernd ein Gleichgewicht; doch hat im Grossen und Ganzen die erstere ein kleines Uebergewicht über die letztere, woher die absolute Zahl der Menschen auf der ganzen Erde im mässigen Steigen begriffen ist.

Was der Tod, d. h. das Wesen und das Princip desselben, an und für sich ist, wissen wir nicht. Die negative Definition desselben, er sei Aufhören der dem organischen Körper innewohnenden Lebenskraft, ist aus dem einfachen Grunde nichtig, weil wir auch nicht wissen, was diese ist. Wir können somit den Tod nur als das letzte,

in dem individuellen, endlichen Dasein eintretende Factum bezeichnen. Eben so verschieden wie die mythologisch-künstlerische Auffassung und Darstellung des Todes (als Gott, Engel, Knabe, Ungeheuer, Gerippe u. s. w.) sind, eben so verschieden ist die Definition dieses Factums, je nach dem verschiedenen Standpunkte, von welchem aus es aufgefasst wird. Nach der Dogmatik ist es die strafende Consequenz der Sünde; nach der idealistischen Philosophie die Befreiung der überirdischen Seele von ihrer irdischen Hülle; nach der materialistischen Philosophie das Aufhören der durch das Zusammenwirken von Nerven und Blut gebildeten geistigen Thätigkeit; nach der Medicin das Aufhören des gesammten, durch die organische Thätigkeit hervorgebrachten Stoffwechsels und der darauf beruhenden Lebensprocesse; nach der Chemie der Eintritt der Auflösung des organischen Körpers in seine Grundstoffe; nach der Jurisprudenz dasjenige Factum, wodurch an und für sich die Ehe aufgelöst, die älterliche Gewalt aufgehoben, die Strafe eingestellt und die testamentarischen Bestimmungen unwiderruflich werden; nach der Mathematik der Zähler eines ächten Bruchs, dessen Nenner die gegebene Zahl der Lebenden ist, aus welchen die Todten hervorgegangen sind; nach der Statistik ein Datum der abnehmenden Bevölkerungsbewegung u. s. w.

Aus der täglichen Erfahrung werden die Menschen schon seit der ältesten Zeit nicht bloss bemerkt haben, dass die absolute Sterblichkeit der einzelnen Menschen sehr verschieden sei, dass während der Tod den Einen im zarten Kindesalter ereilte, er bei dem Andern erst im höchsten Greisenalter eintrat; sondern sie werden auch die Verschiedenheit der relativen Sterblichkeit erkannt haben, dass z. B. verhältnissmässig viel mehr Sterbefälle unter kleinen Kindern und alten Leuten vorkommen, als unter Personen der mittleren Jahre. Aber erst nach Jahrtausenden stellte sich das Bedürfniss ein, die relative Sterblichkeit oder die Lebensdauer der Menschen nach den verschiedenen, erreichten Altersstufen zu bestimmen, beson-

ders um den Werth einer Leibrente bemessen zu können (Ulpians Tafel, vergl. I. Abth. p. 7). Durch wiederholte Beobachtungen in den letzten 150 Jahren hat man endlich den Sterblichkeitsgrad für die verschiedenen Lebensalter genauer zu ermitteln versucht. Die erzielten Hauptresultate will ich durch ein Gleichniss anschaulich machen.

Stellen wir uns die Menschen vor als eine Armee von 100,000 Mann, die einen hundertjährigen Krieg mit dem Tode führt. In dem ersten Jahre ist der Verlust unserer Armee enorm; die Ungewohntheit des Kriegslebens, die mangelhafte Ernährung und Verpflegung und das Feuer der feindlichen Batterien der Kinderkrankheiten bringen uns einen Verlust von 15,000 Mann, also 15%! Im zweiten Jahre verlieren wir 5000 M. $= 5^9/_{10}$%, im dritten 3000 M. $= 3^3/_4$%, im vierten 2000 M. $= 2^8/_5$%. Mit Anfang des fünften Kriegsjahres ist demnach unsere Armee auf drei Viertel der ursprünglichen Stärke reducirt. Ferner verlieren wir im fünften Jahre 1500 M. = 2% und im sechsten Jahre 1000 M. $= 1^1/_3$%. Wir haben demnach mit dem Anfange des 7. Kriegsjahres einen Gesammtverlust von 27,500 M. $= 27^1/_2$% erlitten und also nur 72,500 Combattanten. Aber diese sind erprobte und zähe Soldaten, die mit erhöhter Energie und Kraft den Feind zurückschlagen. Die Batterien der Kinderkrankheiten operiren zwar noch einige Jahre, aber mit geringem Erfolge. In dem dreizehnten Jahre unseres Feldzugs haben wir den geringsten relativen Verlust mit nur 350 M. $= ^1/_2$%. Von nun an wird aber unsere Operationsbasis mehr und mehr schwierig, während der Feind fortwährend neue Kräfte ins Feuer führt. Der Uebergang über die Pubertätsbrücke sowohl als auch die feindlichen Batterien der Tuberkeln kosten uns viele Opfer. In dem 17. Kriegsjahre verlieren wir bereits 500 M. $= ^3/_4$%, in dem 29. 600 M. = 1% und in dem 43. 700 M. $= 1^1/_3$%. Mit Anfang des 46. Kriegsjahres ist unsere Armee auf die Hälfte der ursprünglichen Stärke reducirt. In dem 55. Jahre beträgt unser Verlust etwa 800 M. $= 1^4/_5$% und von jetzt an wird der Kampf mehr und mehr

heftig. Der Feind rückt mit seinen Kerntruppen: den Fiebern, den Entzündungen, den Wassersuchten, den chronischen Respirations- und Unterleibskrankheiten und mit den Schlagflüssen ins Feld. Im 59. Jahre fallen von den Unserigen etwa 1000 M. = $2^1/_2{}^0/_0$, im 61. 1100 M.= $3^0/_0$, im 63. 1200 M. = $3^1/_8{}^0/_0$, im 65. 1300 M. = $4^0/_0$, im 67. 1400 M. = $4^2/_3{}^0/_0$, im 69. 1500 M. = $5^1/_2{}^0/_0$. Im Verlauf des 70. Kriegsjahres ist unsere Armee auf ein Viertel der ursprünglichen Stärke reducirt. Unsere tapfern Veteranen haben von nun an überdies noch mit dem tödtlichen Feuer der „Altersschwäche" zu kämpfen. Die Reihen werden dünner und dünner. Im 74. Jahre haben wir kaum 20,000 M. übrig (mit einem Jahresverlust von etwa 1600 M. = $8^0/_0$), im 77. etwa 15,000 M. (Jahresverl. 1500 M. = $10^0/_0$), im 80. 10,000 M. (Jahresverl. 1300 M. = $13^0/_0$), im 85. 5000 M. (Jahresverl. 900 M. = $18^0/_0$), im 89. 2000 M. (Jahresverl. 450 M. = $22^1/_2{}^0/_0$), im 91. 1100 M. (Jahresverl. 300 M. = $27^1/_4{}^0/_0$), im 94. 400 M. (Jahresverl. 130 M. = $32^1/_2{}^0/_0$) und im 97. 100 M. (Jahresverl. 40 M. = $40^0/_0$). Im 100. Jahre des Krieges fällt endlich unser letzter Mann! Ueber dem furchtbaren Schlachtfelde schwebt der Tod als Sieger, auf einen ähnlichen Kampf mit einer durch Geburten neugebildeten Armee sich vorbereitend.

Aus der durch Beobachtungen festgestellten Absterbeordnung hat man ferner die relative mittlere Lebensdauer oder Lebenserwartung für die verschiedenen Altersstufen berechnet. Die Resultate sind wie folgt:

Altersstufe.	Lebensdauer.	Todesjahr.
Geburt.	41 Jahre.	41
5 Jahr.	50 „	55
10 „	$47^1/_2$ „	$57^1/_2$
15 „	$43^1/_2$ „	$58^1/_2$
20 „	$40^1/_2$ „	$60^1/_2$
25 „	37 „	62
30 „	$33^1/_2$ „	$63^1/_2$
35 „	$30^1/_2$ „	$65^1/_2$
40 „	27 „	67

Altersstufe.	Lebensdauer.	Todesjahr.
45 Jahr.	24 Jahre.	69
50 „	$20^1/_2$ „	$70^1/_2$
55 „	17 „	72
60 „	14 „	74
65 „	11 „	76
70 „	9 „	79
75 „	7 „	82
80 „	5 „	85
85 „	4 „	89
90 „	3 „	93
95 „	2 „	97

Es geht aus diesem die allgemeine Regel hervor: von zwei Personen in verschiedenem Alter hat allemal die ältere die Wahrscheinlichkeit, ein höheres Alter, als die jüngere zu erreichen.

Aus der Uebereinstimmung der Beobachtungsresultate in verschiedenen Ländern hat man mit Bezug auf Sterblichkeit, resp. Bevölkerungsbewegung, die folgenden statistischen Fundamentalsätze aufgestellt.

1. Die Zahl der jährlichen Sterbefälle ist etwa um ein Fünftel geringer, als die der Geburten, d. h. auf 100 Geburten kommen $81_{,5}$ Sterbefälle*).

2. Es werden mehr Knaben als Mädchen geboren; auf 100 eheliche Mädchengeburten kommen etwa 106 Knabengeburten**).

3. Unter den Knabengeburten sind etwa $^1/_2$

---

*) Genauer berechnet fand man, dass auf je 1 Million Menschen jährlich 33,864 Geburten und 27,617 Sterbefälle kamen. Schätzt man die jetzige Gesammtbevölkerung der Erde auf 1200 Millionen, so werden demnach in einem Jahre 40,636,800 Menschen geboren, und 33,140,400 sterben. Da die Vermehrung also $3_{,39}$%, die Verminderung dagegen nur $2_{,76}$% beträgt, so steigt die Zahl der Menschheit in einem Jahre um $0_{,63}$%.

**) Bei den unehelichen Geburten ist das Verhältniss aber entgegengesetzt.

Mal so viel Todtgeborene, als unter den Mädchengeburten.

4. Die Sterblichkeit im zarten Kindesalter ist grösser bei den Knaben, als bei den Mädchen.

5. Die Sterblichkeit ist bis zu dem 50. Lebensjahre grösser bei den Frauen als bei den Männern, nachher ist aber das Verhältniss umgekehrt.

6. Die Sterblichkeit für das ganze Leben ist grösser bei dem männlichen, als bei dem weiblichen Geschlecht.

7. Die Sterblichkeit unter den Verheiratheten ist geringer, als unter den Unverheiratheten.

8. Die Sterblichkeit in dem Winterhalbjahr ist grösser, als in dem Sommerhalbjahr.

9. Die Sterblichkeit in der gemässigten Zone ist geringer, als in der heissen und kalten.

10. Die Sterblichkeit ist grösser in den Städten, als auf dem platten Land.

11. Die Sterblichkeit in den Gefängnissen ist verhältnissmässig grösser, als unter Menschen in der Freiheit.

12. Die Sterblichkeit ist geringer unter den Wohlhabenden, als unter den Armen; zugleich geringer in den guten Jahren, als in den Theuerungsjahren.

13. Die Sterblichkeit unter Gelehrten, Bergleuten, Soldaten und Seeleuten ist verhältnissmässig grösser, als unter der übrigen Bevölkerung.

14. Das Durchschnittsalter aller Gestorbenen beträgt etwa 28 Jahre.

15. Die Lebensdauer ist in Zunahme begriffen.

16. Die Altersfrequenz in einer Bevölkerung vertheilt sich etwa folgendermassen: Auf das Kindesalter (0—15 J.) kommt etwa 33%, auf das Jugendalter (16—20 J.) 10%, auf das schaffende Alter (21—60 J.) 49%, auf das hohe Alter (61—70 J.) 5% und auf das Greisenalter (71—100 J.) 3%.

Die Allgemeingültigkeit dieser Fundamentalsätze ist jedoch, wenigstens zum Theile, zweifelhaft *). Während das Menschengeschlecht Jahrhunderte existirt und eine jetzige Ausdehnung von über 1200 Millionen erreicht hat, sind unsere Beobachtungszahlen einerseits nicht älter, als vom vorigen Jahrhundert, andererseits umfassen sie noch heute kaum ein Fünftel des Gesammtobjects, und die Resultate dieses Bruchtheils sind fast ausschliesslich der nördlich gemässigten Zone entnommen. Dazu kommt ferner, dass unsere statistischen Ermittelungen sehr mangelhaft sind, es sei nun wegen der Unvollständigkeit, des mangelhaften Registrirens oder der falschen Berechnungsmethoden. Endlich kann es auch nicht geleugnet werden, dass die menschlichen Sterblichkeitsverhältnisse, so wie überhaupt die ganze Bevölkerungsbewegung, von Körperbau, Klima, Boden, Luft, Wasser, Wohnung, Nahrungsmitteln, Kinderpflege, Erziehung, Beschäftigung, Lebensweise, Gewohnheiten, Bekleidungsart, Reinlichkeit, ärztlicher Hülfe, Epidemien, Krieg, Theuerung, Hungersnoth und tausend anderen Factoren beeinflusst werden, die meistentheils unberechenbar sind, da sie bald an Zahl, bald an Intensität wechseln.

Es ist desswegen die von weniger eingehenden Gelehrten aufgestellte Behauptung: es erfolgen die Sterbefälle der Menschen nach einem Gesetze, „welches eben so regelmässig wirkt, als das Gesetz der Gravitation“, oder dass die, unter einer gewissen Anzahl von Menschen in Jahren oder Perioden erfolgende Anzahl Sterbefälle im voraus mit Sicherheit berechnet werden könne, gänzlich falsch. Nicht allein eine allgemeine Naturrevolution, wie die noahische Wasserfluth, eine furchtbare Pest, wie die des „schwarzen Todes“ **), oder

---

*) In der Folge werden wir Gelegenheit finden, die Unhaltbarkeit mehrerer dieser Sätze darzulegen.

**) In einer einzigen Nacht (12 Stunden) starben z. B. von dieser Pest in Lübeck mit damals 130,000 Einwohnern: 2500 Menschen, und während eines Sommerhalbjahres 90.000, d. h. resp. $26_{,92}$% Sterbefälle pro Woche und $69_{,23}$% pro Semester!

ein langwieriger Krieg, wie der 30jährige und dergleichen Ereignisse in der Geschichte der Menschheit werfen die meisten unserer statistischen Fundamentalsätze über den Haufen, nein, selbst die Resultate unserer Beobachtungen aus der nämlichen Zeitperiode, aus demselben Erdstrich und unter gewöhnlichen Verhältnissen weichen beträchtlich von einander ab, so dass der auf diesem Gebiete so häufig angewandte Ausdruck „Naturgesetz“ sogar ironisch erscheint. Ich lasse einige Beispiele zum Beweis folgen.

In Frankreich, also in demselben Lande, kam in dem Quinquennium

1836—1840	1 Sterbefall	auf	je	$42,_{35}$	Einwohner.
1841—1845	„	„	„	$44,_{29}$	„
1846—1850	„	„	„	$41,_{97}$	„
1851—1855	„	„	„	$39,_{67}$	„
1856—1860	„	„	„	$42,_{36}$	„

Auf jede Million Einwohner kamen demnach 1836—40 pro Jahr 23,613 Sterbefälle, dagegen 1851—55 25,208, mithin ein Mehr von 1595 Sterbefällen! Die Abweichung der Resultate ist aber noch beträchtlicher, wenn man die Sterblichkeit der europäischen Staaten in einer ziemlich gleichen Zeitperiode vergleicht.

Staat.	Beobachtungsjahre.	Einwohner auf 1 Sterbefall pro Jahr.
Norwegen	1851—1860	$58,_{42}$
England	1841—1850	$53,_{23}$
Schweden	1856—1860	$47,_{67}$
Dänemark	1855—1859	$46,_{64}$
Belgien	1851—1860	$44,_{27}$
Hannover	1854—1858	$44,_{15}$
Frankreich	1851—1860	$41,_{02}$
Niederlande	1850—1859	$40,_{46}$
Oesterreich	1849—1857	$36,_{34}$
Bayern	1851—1860	$35,_{54}$
Preussen	1851—1860	$34,_{48}$

Während somit auf 1 Million Einwohner in Norwegen 17,117 Sterbefälle eintraten, hatte Preussen dagegen 29,002,

mithin 11,885 Sterbefälle mehr! Wenn auch die Frequenz der Altersklassen in beiden Ländern etwas differirt, wodurch das Resultat der Sterblichkeit nach Einwohnern gerechnet naturgemäss verschieden ausfallen musste, so ist dieser Factor doch nicht hinreichend, um die Differenz auszugleichen.

Dass diese Unregelmässigkeit, um nicht Gesetzlosigkeit zu sagen, durchaus nicht lediglich in den statistischen Mängeln begründet sein kann, geht aus dem Resultate geschlossener Gesellschaften hervor, in welchen die statistischen Daten eben so correct als vollständig vorhanden waren.

Von 1000 Lebendgeborenen sind noch am Leben

im Alter von	Französ. Tontinen (Deparcieux)	Holländ. Tontinen (Kerseboom)	Engl. Tontinen (Finlaison)
1 Jahr	745	804	981
2 „	709	768	965
3 „	682	736	952
4 „	662	709	941
5 „	647	688	931
10 „	600	639	900
20 „	556	584	843
30 „	500	507	755
40 „	449	432	672
50 „	396	362	592
60 „	319	273	490
70 „	211	175	350
80 „	81	72	168
90 „	8	8	37

Aus dieser Zusammenstellung geht hervor, dass von 1000 Neugeborenen nach Deparcieux nur 672 ein Alter von $3^1/_2$ Jahr erlangen, während die nämliche Zahl nach Finlaison sogar das Alter von 40 Jahren erreicht! Nach Deparcieux sind am Ende des 10. Lebensjahres 4 Mal so viel Sterbefälle eingetreten, als es nach Finlaison der Fall sein soll! Die Sterblichkeit zwischen dem 80.—90. Lebensjahre beträgt nach Deparcieux $90_{,12}{}^0/_0$, dagegen nach Finlaison nur $77_{,97}{}^0/_0$, mithin $12_{,15}{}^0/_0$ weniger!

Wie wenig man auf die Regelmässigkeit der Bevölkerungszunahme in einem Lande, wo das Resultat sehr wenig durch Aus- und Einwanderung beeinflusst wurde, rechnen kann, und wie nichtig desswegen alle statistisch-mathematischen Hypothesen zur Bestimmung der wahrscheinlich jährlichen Zunahme in der That sind, geht aus der Bevölkerungsbewegung in Schweden während eines ganzen Jahrhunderts deutlich hervor.

Quinquennium.	Absolute Zunahme.	Absolute Abnahme.	Procent-Zunahme pro Jahr.	Procent-Abnahme pro Jahr.
1751—1755	90,351	—	$1_{,004}$	—
1756—1760	39,559	—	$0_{,422}$	—
1761—1765	71,576	—	$0_{,745}$	—
1766—1770	65,750	—	$0_{,660}$	—
1771—1775	—	9,727	—	$0_{,085}$
1776—1780	97,434	—	$0_{,956}$	—
1781—1785	31,492	—	$0_{,805}$	—
1786—1790	8,459	—	$0_{,079}$	—
1791—1795	122,095	—	$1_{,024}$	—
1796—1800	66,166	—	$0_{,657}$	—
1801—1805	80,105	—	$0_{,674}$	—
1806—1810	—	49,557	—	$0_{,409}$
1811—1815	87,215	—	$0_{,723}$	—
1816—1820	119,624	—	$0_{,952}$	—
1821—1825	186,562	—	$1_{,392}$	—
1826—1830	116,830	—	$0_{,829}$	—
1831—1835	137,357	—	$0_{,984}$	—
1836—1840	113,448	—	$0_{,739}$	—
1841—1845	177,649	—	$1_{,107}$	—
1846—1850	166,005	—	$0_{,982}$	—

Vergleichen wir die Bevölkerungszunahme in den verschiedenen europäischen Staaten während Perioden, die innerhalb 1815—1865 liegen, so treten uns gleichfalls sehr abweichende Resultate entgegen.

Staat.	Periode.	Procent-Zunahme pro Jahr.
England	1821—1861	$1_{,80}$
Sachsen	1834—1864	$1_{,24}$
Norwegen	1825—1865	$1_{,21}$

Staat.	Periode.	Procent-Zunahme pro Jahr.
Preussen	1822—1861	1,18
Dänemark	1840—1860	1,14
Schweden	1825—1865	0,99
Schottland	1821—1861	0,96
Niederlande	1829—1859	0,77
Belgien	1846—1856	0,55
Frankreich	1821—1861	0,47

Aus den angeführten Beobachtungsresultaten geht zur Genüge hervor, dass die Bevölkerungsbewegung im Allgemeinen und die der Sterblichkeit im Besonderen, in dem Umfange, wie wir sie bis jetzt beobachtet haben, veränderliche Grössen bilden und grossen Schwankungen unterworfen sind. Jede neue Beobachtung liefert uns mehr oder weniger von den früheren abweichende Resultate. Die Wirkung der in diesem Bereiche thätigen Naturgesetze wird durch sociale und moralische Verhältnisse auf tausenderlei Weise mehr oder weniger modificirt. Das Gesetz der grossen Zahlen, dass zwei von einander abhängige Erscheinungen bezüglich der Menge, in welcher sie sich während gleich langer Perioden wiederholen, um so mehr ein constantes Verhältniss zeigen, je grösser die Mengen sind, findet zwar auch hier seine Anwendung. Ja, es ist sogar sehr wahrscheinlich, dass die Bevölkerungszunahme sowohl als der Sterblichkeitsgrad innerhalb des ganzen Menschengeschlechts während gleich langer Perioden constante Grössen sind. Allein mit den Mengen, womit wir bis jetzt operirten, die nur sehr kleine Bruchtheile des Ganzen bildeten, bewegte die Schwankung sich innerhalb ziemlich weit von einander liegender Grenzen. Dabei ist aber Regel: je normaler die socialen und moralischen Verhältnisse sind und je länger ein Volk in Cultur und Leben sich selber gleich bleibt, je enger sind diese Grenzen; je abnormer jene Verhältnisse, je schneller der Wechsel in Cultur und Leben, je weiter rücken sie auseinander.

Gesetzt, es wäre möglich, die Grösse der Sterblichkeit innerhalb einer grossen Menge Menschen nach Altersklassen,

Jahr zu Jahr, durch mehrere Jahrhunderte, sowohl unter normalen, als unter abnormen Verhältnissen genau zu bestimmen, so würde das arithmetische Mittel dieser Resultate das allgemeine Sterblichkeitsgesetz ausdrücken. Die factische Abweichung von diesem gefundenen Gesetze würde aber für die folgenden Decennien sicher eintreten und um so grösser sein, je kürzer die Periode und je kleiner die Menge wäre.

Die Lebensversicherungsbanken, ja sogar die grössten unter ihnen, operiren allemal mit einer verhältnissmässig kleinen Menge; sie dürfen am wenigsten in dem Irrthum befangen sein, dass die aus den Beobachtungen einer kleinen Menge Menschen während normaler Verhältnisse eines halben Jahrhunderts oder aus der Volksstatistik für ein Decennium resultirenden Sterblichkeitsresultate das unabänderliche Gesetz seien; sie müssen allemal auf Schwankungen der Sterblichkeit gefasst sein. Sie sollen in den durch die Sterblichkeitsstatistik gewonnenen Resultaten zwar Gesetze erblicken, aber sie dürfen nie vergessen, dass diese in demselben Verhältniss zu der mittleren Sterblichkeit der Menschheit durch Jahrhunderte stehen, als die durch Zeit und Umstände bedingten, abänderlichen, positiven Gesetze zu dem ewigen, unabänderlichen Naturgesetz.

ELFTES CAPITEL.

Die örtlichen und natürlichen Sterblichkeitsdifferenzen.

Es ist bereits oben erwähnt worden, dass die Sterblichkeit des Menschen durch eine Menge höchst verschiedener Factoren bedingt wird. Ich werde jetzt die durch örtliche und rein natürliche Factoren bedingten Sterblichkeitsdifferenzen speciell darstellen und erörtern.

Was den differirenden Sterblichkeitsgrad der verschiedenen Länder betrifft, so ist es eine gewöhnliche, aber zu keinem zuverlässigen Resultate führende Methode, denselben dadurch zu bestimmen, dass man das Verhältniss der jährlich Gestorbenen in einer Bevölkerung zu der Zahl der Lebenden in derselben sucht. Nennen wir die Gesammtzahl der Gestorbenen τ, und die der Lebenden λ, so ist die Rechnung einfach

$$\tau : \lambda = 1 : x$$

oder mit andern Worten, man dividirt die Gesammtzahl der Gestorbenen in die Gesammtzahl der Lebenden, und der Quotient drückt dann aus, wie viel Einwohner auf 1 Sterbefall kommen. In dieser Weise fand Quetelet die bereits oben (S. 105) angeführten Resultate und Farr die folgenden:

In England	stirbt	1	von	je	45	Einwohnern.
„ Frankreich	„	„	„	„	42	„
„ Preussen	„	„	„	„	38	„
„ Oesterreich	„	„	„	„	33	„
„ Russland	„	„	„	„	28	„

Oder man berechnet aus dem Verhältniss der Gesammt-

zahl der Lebenden zu derjenigen der Gestorbenen, wie viel Todesfälle auf eine beliebige Zahl der Lebenden (gewöhnlich auf 1000) kommen.

$$\lambda : \tau = 1000 : x$$

d. h. man multiplicirt die Zahl der Gestorbenen mit 1000 und in das Product dividirt man die Gesammtzahl der Lebenden. Demnach fand man, dass

in Russland	sterben von je 1000 Einw.:	36
„ Parma und Neapel	„ „ „ „ „	35
„ Toscana	„ „ „ „ „	33
„ Modena, Romagna, Marken	„ „ „ „ „	31
„ Oesterreich	„ „ „ „ „	30
„ Norditalien, Sicilien'	„ „ „ „ „	29
„ Preussen, Sachsen, Bayern	„ „ „ „ „	29
„ Umbrien	„ „ „ „ „	27
„ Niederlande	„ „ „ „ „	26
„ Hannover	„ „ „ „ „	23
„ Frankreich, England, Belgien	„ „ „ „ „	22
„ Schweden, Dänemark	„ „ „ „ „	22
„ Norwegen	„ „ „ „ „	17

Da die angeführten Ermittelungsmethoden noch immer von den grössten statistischen Autoritäten angewendet werden, so ist es hier um so mehr Pflicht, auf die irrigen Resultate derselben aufmerksam zu machen. Schon dem oberflächlichsten Verstande müssen die oben angeführten Resultate als Maasstab für den Sterblichkeitsgrad, resp. für die Lebensdauer, verdächtig erscheinen. Demnach sollte der Russe oder Italiener durchschnittlich kaum halb so lange leben, als der Norweger! Oder: die Gefahr zu sterben sollte in Russland und Italien über ein Mal so gross sein, als in Norwegen! Wenn dieses der Fall wäre, wie viel Russen und Italiener würden dann nicht nach Norwegen ziehen, um ihre Lebensdauer zu vergrössern und dem Tod, so zu sagen, halb aus dem Wege zu gehen? — Es ist hier nicht Ort und Stelle, auf die vielen Mängel und Irrthümer der Bevölkerungsstatistik, in specie der Mortalitätsstatistik

aufmerksam zu machen; ich beschränke mich hier auf zwei der wichtigsten Momente welche die oben stehenden Resultate stark beeinflusst haben, und durch deren Berücksichtigung die enorme Differenz der Sterblichkeit bedeutend reducirt wird.

Es ist bereits angeführt worden, dass die Sterblichkeit unter neugeborenen Kindern sehr gross ist, dass sie im ersten Lebensjahre 15% beträgt oder 15 Mal grösser ist, als unter 30jährigen Personen, ja, dass die gesammte Sterblichkeit in den fünf ersten Lebensjahren zusammen 25% beträgt. Aus dieser Thatsache ist es nun einleuchtend, dass die Gesammtzahl der Sterbefälle verhältnissmässig grösser sein muss in einem Lande, wo mehr Kinder, als in einem, wo weniger geboren werden. Nehmen wir nun die zwei Extreme, Russland und Norwegen, so finden wir nach neueren Erhebungen, dass die Zahl der Geburten im Verhältniss zur Einwohnerzahl in Russland bedeutend grösser ist, als in Norwegen. Es kommen nämlich in dem ersten Land auf 10,000 Menschen 488 Lebendgeborene, dagegen in Norwegen nur 330.

Der Einfluss dieses Factors wird noch mehr einleuchten, wenn wir die grosse Differenz der Sterblichkeit der Kinder unter 5 Jahren in den verschiedenen Ländern berücksichtigen, es sei nun, dass diese bedeutende Differenz mehr oder weniger in dem Organismus, in der Nahrung, in dem Klima oder in der Pflege begründet ist.

In Norwegen	kommt	1	Sterbefall	auf	je	5,9	Lebendgeborne.
„ Dänemark und Schweden	„	„	„	„	„	5,0	„
„ England	„	„	„	„	„	3,8	„
„ Belgien	„	„	„	„	„	3,7	„
„ Frankreich	„	„	„	„	„	3,4	„
„ Preussen	„	„	„	„	„	3,1	„
„ Holland	„	„	„	„	„	3,0	„
„ Oesterreich und Spanien	„	„	„	„	„	2,8	„
„ Italien	„	„	„	„	„	2,6	„
„ Russland	„	„	„	„	„	2,5	„

Es werden demnach nicht allein verhältnissmässig mehr Kinder in Russland, als in Norwegen geboren, wodurch die Zahl der Sterbefälle im ersten Lande grösser ausfallen muss, als in dem letzteren, sondern unter den Kindern von 0—5 Jahren hat Russland für je 1000 400 Sterbefälle, während Norwegen nur 169,5 hat! — Zu diesem kommt noch der Einfluss der verschiedenen Frequenz der übrigen Altersklassen, ein Moment, welches mit Bezug auf die Altersklassen von 55—100 von grosser Bedeutung ist.

Tragen wir den beiden angeführten Momenten Rechnung, indem wir einerseits die Bevölkerung von dem 0—5. Lebensjahre gänzlich weglassen, andererseits aber die Altersfrequenz berücksichtigen und die relative Sterblichkeit für jede Altersstufe berechnen, so wird die Differenz der Sterblichkeit in den verschiedenen Ländern bedeutend reducirt. Dieses geht aus einer Zusammenstellung der wahrscheinlichen Lebensdauer in 6 europäischen Staaten hervor.

Altersklassen	Schweden (Berg.)	England (Farr.)	Belgien (Quetelet.)	Holland (Baumhauer.)	Frankreich (Legoyt.)	Bayern (v. Hermann.)	Differenz zwischen Max. u. Minim.
5	56	55	53	53	51	53	5 Jahre.
10	53	51	50	50	48	50	5 „
15	48	47	46	46	44	45	4 „
20	43	43	43	42	41	41	2 „
25	39	39	39	38	38	38	1 „
30	35	35	35	34	34	34	1 „
35	31	31	31	30	30	29	2 „
40	27	27	27	26	26	26	1 „
45	23	23	23	23	23	22	1 „
50	19	20	20	19	19	18	2 „
55	16	17	16	16	16	15	2 „
60	13	13	13	12	13	12	1 „
65	10	10	10	9	9	9	1 „
70	7	8	7	7	7	7	1 „
75	5	6	5	5	5	5	1 „
80	4	4	4	3	3	4	1 „

Die Differenz der Sterblichkeit in den verschiedenen Ländern ist unter den kleinen Kindern ausserordentlich

gross; sie nimmt unter den Lebenden vom 5.—15. Jahre bedeutend ab und hält sich unter allen übrigen Altersklassen mit kleinen Schwankungen*) innerhalb mässig von einander entfernten Grenzen. Dass sie beträchtlich ist zwischen den Ländern der heissen und denjenigen der gemässigten Zone, ist sehr wahrscheinlich. Es fehlen uns zu einem solchen Vergleiche zwar die nöthigen Erhebungen, aber einzelne Angaben scheinen unsere Annahme zu bestätigen. Nach Moreau de Jonnes kam auf den westindischen Inseln 1 Sterbefall auf je 27 Einwohner, und nach Quetelet in der Republik Guanaxuato (Mexico) sogar 1 Sterbefall auf je $19{,}_7$ Einwohner.

Die Sterblichkeitsdifferenz der verschiedenen Grossstädte zeigt die nämliche Schwankung, als die der verschiedenen Länder.

Nach mehreren Autoritäten und den bereits erörterten, ungenügenden Ermittelungsmethoden kam

in Venedig	1	Sterbefall	auf	$19{,}_4$	Einwohner.
„ Stockholm	„	„	„	$22{,}_0$	„
„ Neapel	„	„	„	$28{,}_6$	„
„ Hamburg	„	„	„	$30{,}_0$	„
„ Paris	„	„	„	$31{,}_4$	„
„ Lyon	„	„	„	$32{,}_2$	„
„ Kopenhagen	„	„	„	$33{,}_0$	„
„ Berlin	„	„	„	$39{,}_0$	„
„ London	„	„	„	$41{,}_2$	„

und nach einer späteren Berechnung:

in Wien	unter	1000	Einwohnern	49	Sterbefälle**).
„ St. Petersburg	„	„	„	41	„
„ Stockholm	„	„	„	39	„

*) Bei einer Vergleichung der Sterblichkeit in Belgien und Oesterreich fand z. B. Schimmer, dass die grössere relative hatte Oesterreich vom 2.—10. und vom 19.—22., Belgien dagegen vom 11.—18. und vom 23.—38. Lebensjahre.

**) Nach der Erhebung von 1867 sollen doch nur unter 1000 Einwohnern 33 Sterbefälle erfolgt sein.

in Moskau	unter	1000	Einwohnern	38	Sterbefälle
„ Hamburg	„	„	„	36	„
„ Liverpool	„	„	„	35	„
„ Lyon	„	„	„	33	„
„ Genua	„	„	„	31	„
„ Paris	„	„	„	28	„
„ Berlin	„	„	„	25	„
„ London	„	„	„	25	„

Was von den Resultaten der Sterblichkeit der verschiedenen Länder gesagt wurde, gilt auch hier. Genaue Tafeln der relativen Sterblichkeit würden ebenfalls für die Grossstädte, mit Ausschluss der Kinder, eine bedeutend kleinere Differenz zeigen, obschon ganz andere und einflussreichere Factoren hier thätig sind, als es in den Gesammtbevölkerungen der Fall ist. Die Lage, Bauart, Volksdichtigkeit der Wohnungen, Haupterwerbszweig, Fabriken, Hospitäler und Krankenhäuser, Findel- und Entbindungsanstalten, Retraite für bejahrte Pensionisten und Rentiers, der grössere oder kleinere Stand des Militairs und der Marine, endlich auch der grosse Zu- und Abgang von Fremden und die Schwierigkeit der correcten Erhebung — sind alles sehr wichtige Momente bei Ermittelung der Sterblichkeit in den Grossstädten. Die grössere Volksdichtigkeit der Wohnungen und die verhältnissmässig grössere Zahl der unehelichen Geburten, unter welchen die Sterblichkeit enorm ist*), würde sicher zum Theile die vielen Sterbefälle in Wien und Stockholm erklärlich machen. Berlin und London sind bedeutend besser situirt und haben desswegen auch eine weit geringere Sterblichkeit.

Unter der Landbevölkerung ist im Allgemeinen die Sterblichkeit geringer, als unter den Städtebewohnern. Diese Erscheinung ist leicht erklärlich. Ausser den bei den Grossstädten oben erwähnten Momenten können noch folgende Nachtheile des städtischen Lebens angeführt werden:

*) In Schweden starb z. B. 1845—50 unter den ehelichen Kindern im 1. Lebensjahre 1 von 7, dagegen von den unehelichen 1 von 4.

8*

die mehr oder weniger behinderte Luftströmung, die die Gesundheit stark beeinträchtigenden Werkstätten, Ueberfüllung der Wohnungen, Mangel an gutem Trinkwasser und Cloaken, die Ausdünstungen der grossen Kirchhöfe, und endlich die durch den starken Verkehr vermehrte Ansteckung von gefährlichen Krankheiten. Dr. Letheby behauptet, dass jeder Mensch, welcher in der City von London lebt, dadurch um 10 bis 12 Jahre seines Lebens beraubt wird!

In England kam 1849—1858 jährlich
1 Sterbefall auf 44,5 Einwohner des ganzen Landes gegen
" " " 41,2 " in London.

In Frankreich hatte man im Jahre 1858
1 Sterbefall auf 44,3 Landbewohner gegen
1 " " 35,8 Städtebewohner.

In Dänemark berechnete man 1845—1849 jährlich
1 Sterbefall auf 44,1 Einwohner des ganzen Landes gegen
" " " 33 " in Kopenhagen.

In Schweden hatten 18 Städte im Jahre 1862 sogar mehr Sterbefälle als Geburten. Von sämmtlichen Sterbefällen im ganzen Lande kamen im Verhältniss zur Einwohnerzahl

52,53 % in Stockholm
51,74 " " den übrigen Städten,
dagegen nur 45,89 " auf dem Lande vor.

Die Sterblichkeit in den verschiedenen Provinzen eines Landes differirt zuweilen bedeutend. Der Grund hierzu ist nicht allein in der verschiedenen Frequenz der Altersklassen zu suchen, sondern auch in der verschiedenen Bodenbeschaffenheit, im Klima und in der vorherrschenden Beschäftigung der Einwohner.

Der englische General-Registrator fand während eines Zeitraumes von 10 Jahren die jährliche Sterblichkeit

in 4 sumpfigen Distrikten wie 24,6 Sterbef. von 1000 Einw.
" ganz England nur " 17,0 " " " "

Die mittlere Lebenserwartung der 20jährigen Männer
im Merthyr-Tydfil Minenbezirke ist $30_{,57}$ Jahre,
dagegen in ganz England $39_{,42}$ „

Von 1816—1860 kam jährlich
1 Sterbefall auf je $29_{,61}$ Einw. in der Provinz Preussen,
„ „ „ „ $31_{,87}$ „ „ „ „ Schlesien,
dagegen nur
1 Sterbefall „ „ $38_{,25}$ „ „ „ „ Rheinland,
„ „ „ „ $39_{,66}$ „ „ „ „ Pommern.

Von 1851—1855 kam in Schweden jährlich
1 Sterbefall auf $38_{,0}$ Einw. in der Provinz Blekinge,
„ „ „ $75_{,2}$ „ „ „ „ Jemtland.

Die letztere enorme Differenz kann lange nicht durch die verschiedene respective Zahl der Geburten und Frequenz der Altersklassen ausgeglichen werden. Dagegen finden wir mehrere Momente, welche den so verschiedenen Grad der Sterblichkeit in den zwei Provinzen hinlänglich begründen. Das schöne Jemtland ist sehr dünn bevölkert (1855: 128 Einwohner auf der Geviertmeile), hat reine Luft, eine sittliche, nüchterne Bevölkerung, die vorherrschend das gesunde Landleben führen, denn es hat nur eine einzige Stadt mit etwa 1300 Einwohnern. Dagegen ist Blekinge verhältnissmässig stark bevölkert (4312 Einwohner auf der Geviertmeile), hat fünf Seestädte mit etwa $^1/_6$ der Gesammtbevölkerung, die der Trunkenheit ergeben ist (308 Branntweinbrennereien!), ausserdem treibt es bedeutende Schifffahrt und Fabrikwesen.

Zwischen der Sterblichkeit der männlichen und derjenigen der weiblichen Bevölkerung hat man schon lange eine Differenz beobachtet. Bei der organischen und socialen Verschiedenheit der beiden Geschlechter war diese schon a priori anzunehmen. Durch verschiedene Beobachtungen fand man, dass die Lebensdauer der Frauen länger war, als die der Männer, und dass, obschon mehr Knaben als Mädchen geboren wurden, thatsächlich die weibliche Be-

völkerung in den meisten Ländern die männliche an Zahl übertraf.

Für 1000 Lebendgeborene in Belgien fand z. B. Quetelet (1856) folgende Resultate:

Alter.	Männliches Geschlecht. Lebende.	Mittlere Lebensd.	Weibliches Geschlecht. Lebende.	Mittlere Lebensd.
0	1000	$37,_{42}$	1000	$38,_{95}$
5	720	$46,_{47}$	741	$47,_{07}$
10	684	$43,_{80}$	699	$44,_{77}$
20	640	$36,_{43}$	650	$37,_{69}$
30	566	$30,_{53}$	576	$31,_{96}$
40	484	$24,_{85}$	499	$26,_{10}$
50	403	$18,_{85}$	415	$20,_{33}$
60	319	$12,_{39}$	337	$13,_{94}$
70	179	$7,_{55}$	221	$8,_{28}$
80	60	$5,_{16}$	76	$5,_{42}$
90	7	$3,_{13}$	11	$3,_{10}$

Die Ueberzahl der Frauen schwankte in den europäischen Staaten zwischen $0,_{4}$ % und $7,_{4}$ %; es kamen nämlich

in	Schottland	(1854)	gegen	1000	Männer	1074	Frauen.
„	Schweden	(1855)	„	„	„	1063	„
„	Norwegen	(1855)	„	„	„	1041	„
„	Bayern	(1852)	„	„	„	1040	„
„	Oesterreich	(1840)	„	„	„	1030	„
„	England	(1851)	„	„	„	1027	„
„	Dänemark	(1855)	„	„	„	1021	„
„	Russland	(1855)	„	„	„	1016	„
„	Türkei	(1844)	„	„	„	1016	„
„	Frankreich	(1851)	„	„	„	1011	„
„	Preussen	(1852)	„	„	„	1004	„

Was nun die grössere Sterblichkeit respective die kürzere Lebensdauer der Männer, als die der Frauen anbetrifft, so hatte man bis auf die neueste Zeit sehr überspannte Ansichten von der Grösse dieser Differenz, wesentlich begründet in den Resultaten aus Wittwenkassen und Staatstontinen, in welchen eine Menge älterer schwächlicher

Männer Versorgung für ihre jungen, gesunden Frauen gesucht hatten. Finlaison kam auf diesem Wege zu Resultaten, die mit den factischen allgemeinen Bevölkerungsverhältnissen nicht übereinstimmen. Nach ihm sollte der Sterblichkeitsunterschied zwischen dem männlichen und weiblichen Geschlechte während der Kindheit und Jugend unbedeutend sein (!), dagegen nachher ausserordentlich gross werden. Von 1000 lebendgeborenen Knaben, resp. Mädchen waren nach ihm noch am Leben:

Alter.	Männl. Geschlecht.	Weibl. Geschlecht.	Differenz.
1	981	981	0 %
10	896	903	$0,_{78}$ "
20	837	848	$1,_{31}$ "
30	732	777	$6,_{15}$ "
40	644	700	$8,_{70}$ "
50	561	623	$11,_{05}$ "
60	440	539	$22,_{50}$ "
70	288	412	$43,_{06}$ "
80	125	210	$68,_{00}$ "
90	11	52	$72,_{73}$ "

Nach den Resultaten aus Kapitalversicherungs-Anstalten, in welchen nicht selten gewissenlose Männer das Leben ihrer mit geheimen Schwächen behafteten Frauen versicherten, hat sich ein ganz entgegengesetztes Resultat herausgestellt. Nach Hopf war die Sterblichkeit der Frauen in der Gothaer Lebensversicherungsbank in den Altersklassen von dem 15.—40. Lebensjahre viel grösser, ja von dem 26.—40. Lebensjahre sogar ein Mal so gross, als die der Männer! Nach dem 40. Lebensjahre zeigte die Sterblichkeit beider Geschlechter eine annähernde Uebereinstimmung. Auch nach den Erfahrungen englischer Kapitalversicherungsbanken war die Sterblichkeit der Frauen für alle Alter von 20—45 bedeutend höher, als die der Männer; sie schwankte zwischen 20 und 70% mehr! Von dem 50. Lebensjahre an war sie dagegen bei den Frauen etwas günstiger, als bei den Männern.

Um zu einem sicheren Resultate zu gelangen, müssen wir

die ersten Kinderjahre, die für die Lebensversicherung sehr wenig Interesse haben, bei Seite lassen. Hier ist nämlich, wie bereits früher bemerkt, die Sterblichkeitsdifferenz in der That bedeutend. Dies gilt vor allem von dem ersten Lebensjahre. Nach officiellen Ermittelungen starben von je 1000 Knaben, resp. Mädchen im Verlaufe des ersten Lebensjahres:

Staat.		Knaben.	Mädchen.	Weniger Mädchen.
in Oesterreich	(1851)	248	212	36
„ Dänemark	(1859)	188	156	32
„ Frankreich	(1854)	184	151	33
„ Belgien	(1856)	162	136	26
„ England	(1841)	159	133	26

Nach verschiedenen Beobachtungen aus ganzen Völkerschaften geht hervor, dass von dem 5.—10. Lebensjahre, wo die relative Sterblichkeit beider Geschlechter gleich wird, und bis zu den höchsten Altersklassen in denselben Schwankungen stattfinden, und zwar in der Weise, dass die grössere Sterblichkeit bald bei den Männern, bald bei den Frauen vorherrschend ist. Die Bewegung auf diesem Gebiete ist nicht bei allen Bevölkerungen ganz gleich. In Preussen und Dänemark z. B., wo die männliche Jugend zur Fahne gezogen wird, ist die Sterblichkeit der Männer vom 15.—25., resp. 20.—25. Lebensjahre die grössere; dagegen in England, wo keine allgemeine Wehrpflicht herrscht, ist sie die geringere. Vom 25.—40. Lebensjahre ist aber durchgehend die Sterblichkeit der Frauen die grössere wegen Schwangerschaft, Wochenbett und der beschwerlichen Kinderpflege. Vom 40.—45. Lebensjahre ist zwischen der relativen Sterblichkeit der beiden Geschlechter ein annäherndes Gleichgewicht, von da an aber ist die Sterblichkeit der Frauen durchgehend geringer, als die der Männer.

Es ist demnach ein Irrthum, wenn behauptet wird, die Lebensdauer der Frauen sei für alle Altersstufen grösser und ihre Sterblichkeit geringer, als diejenige der Männer. Die Thatsache, dass in den meisten Staaten die Zahl der Frauen grösser ist, als die der Männer, beweist keines-

wegs, wie oftmals behauptet, dass die weibliche Lebensdauer die absolut grössere ist. Die geringere Zahl der Männer findet hinlänglich ihre Erklärung in den Millionen von Schlachtopfern der Kriege während eines Menschenalters, in den Millionen von Auswanderungen nach den andern Welttheilen (wo desswegen nachweislich die Männer die weit grössere Zahl bildet), wohl auch in dem häufig übermässigen Genuss von Branntwein und starkem Biere, ja selbst, um auch einen der kleineren Factoren zu erwähnen, in dem weit häufigeren Selbstmord, als es bei den Frauen der Fall ist. Belgien liefert übrigens ein Beispiel, wie die Ueberzahl der Frauen in einem Lande ohne Kriegs- und Auswanderungsverlust nach und nach verschwindet, ja bei der Zählung von 1856 zeigte sich sogar, dass die Ueberzahl auf Seiten der Männer war*). — Wenn man das Leben vom 5. Lebensjahre an in die Rechnung zieht, dann ist die Lebensdauer sowohl als auch die Sterblichkeit im Grossen und Ganzen für beide Geschlechter wenig differirend, und der geringe Vortheil auf Seiten der Frauen, welchen die besseren Beobachtungszahlen zeigen, würde noch geringer sein, wenn die oben erwähnten bösen Factoren beseitigt würden. Ja, selbst ohnedem muss vom Standpunkte der Lebensversicherungswissenschaft sowohl als auch vom Standpunkte der Lebensversicherungspraxis entschieden behauptet werden, dass derjenige Vortheil, welcher in der unbedeutend grösseren Lebensdauer und geringeren Sterblichkeit der Frauen für das ganze Leben liegt, lange nicht denjenigen Nachtheil, welcher in der relativ geringern Lebensdauer und grösseren Sterblichkeit der Frauen während der gewöhnlichen Aufnahmeperiode vom 25.—40. Lebensjahre liegt, aufzuwiegen im Stande ist.

Die Sterblichkeit in den in der Natur begründeten schlechten Jahren differirt, ja zuweilen sehr bedeutend, von der Sterblichkeit in guten oder Normaljahren.

---

*) Auf jede Million Männer ein Ueberschuss von 3114 über die Zahl der Frauen. Cfr. Kolb, Vergl. Statistik, 4. Aufl. p. 497.

Eine schlechte Erndte braucht noch nicht die Hungersnoth hervorzurufen, um dennoch den Tod Tausender zu verursachen. Ja, selbst der erhöhte Korn- oder Brodpreis liefert ein solches Resultat. Für die Jahre 1694—1784 hat man z. B. die jährliche Zahl der Sterbefälle in Paris berechnet. Die durchschnittliche Zahl war

in 10 guten Jahren (Weizenpreis: Liv. $17_{,05}$ pr. Maass) 17,529 Sterbefälle,
in 10 schlechten Jahren (Weizenpreis: Liv. $21_{,10}$ pr. Maass) 21,174 Sterbefälle.

Man will sogar gefunden haben, dass die in Nothjahren geborenen Generationen rascher absterben, als die in guten Jahren geborenen. Da aber diese erhöhte Sterblichkeit ausschliesslich die ärmeren, bei der Lebensversicherung nicht betheiligten Volksklassen trifft, so wollen wir dieselbe hier nicht weiter erörtern. Dagegen zeigt die grössere Sterblichkeit der epidemischen Jahre sich nicht bloss unter den Armen, sondern unter der gesammten Bevölkerung.

Frankreich, wo die Bevölkerungszunahme von 1845 bis 1855 kaum $1_{,7}$ % betrug, hatte im Ganzen

1845	gute Jahre	741,985	Sterbefälle.
1850		761,610	„
1853		795,596	„

dagegen:

1847	(Theuerungsjahr)	849,054	„
1849	(Cholerajahr)	982,008	„
1854	(Theuerung und Cholera)	992,779	„

Die Resultate der Lebensversicherungsbanken zeigen gleichfalls eine unter den Mitgliedern beträchtlich erhöhte Sterblichkeit in den epidemischen Jahren. Nach der Masius'schen „Rundschau“ hatten die deutschen Lebensversicherungsbanken im Jahre 1866 durch die meistens von der Cholera herbeigeführte überrechnungsmässige Sterblichkeit bedeutende Verluste. Die Sterb-

lichkeit, nach dem Verlust an versichertem Kapital gerechnet, war:

Gesellschaft.	Verlust durch Cholera.	Verlust durch Uebersterblichkeit.
Germania	Thlr. 182,000	Thlr. 219,885
Gothaer	„ 120,500	„ 97,044
Iduna	„ 87,040	„ 78,634
Magdeburger	„ 76,915	„ 67,876
Concordia	„ 76,800	„ 66,609
Lübecker	„ 70,820	„ 104,382
Janus	„ 48,720	„ 43,269
Thuringia	„ 42,255	„ 40,548
Teutonia	„ 31,660	„ 36,868

Die Grösse der Sterblichkeit ist endlich auch verschieden, je nach der verschiedenen Jahreszeit. Im Allgemeinen erfolgen in Ländern der gemässigten Zone verhältnissmässig mehrere Sterbefälle in dem Wintersemester December — Mai, als in dem Sommersemester Juni — November.

Nach Wappäus vertheilten sich 12,000 Sterbefälle folgendermaassen (jeder Monat = $^1/_{12}$ Jahr):

Monat.	Bayern.	Sachsen.	Belgien.	Holland.	Dänemark.	Norwegen.
Januar	1143	1153	1253	1191	1084	1181
Februar	1234	1030	1215	1094	1114	1140
März	1278	1051	1208	1097	1179	1143
April	1186	1066	1137	1020	1179	1183
Mai	978	1041	1076	947	1108	1127
Juni	876	918	956	941	965	944
Juli	828	876	853	917	971	844
August	855	975	839	954	882	839
Septbr.	880	976	866	992	801	884
October	879	924	830	908	828	880
Novbr.	919	985	845	918	909	916
Decbr.	935	1005	972	1020	980	919

Es ist doch sehr wahrscheinlich, dass der grössere Theil des Sterblichkeitsübermaasses des Wintersemesters auf die ärmere Bevölkerung fällt. Für die Armen und Unbemittelten bringt die Winterzeit nicht allein Mangel an Heizung und zweckmässiger Bekleidung, sondern zugleich

Mangel an Arbeit und hinreichender Nahrung. Dieses wirkt sehr schädlich auf den Organismus und giebt den Kränkelnden leicht den Todesstoss. Die Wohlhabenden dagegen paralysiren durch Heizung, kräftigere Nahrung und wärmere Bekleidung die nachtheilige Wirkung der Winterkälte. Die grosse Sommerhitze in den wärmeren Gegenden bringt gleichfalls, wie die Winterkälte in den kälteren, eine grössere Sterblichkeit. Wappäus fand während 10 Jahren die durchschnittliche Zahl der Sterbefälle in Sardinien höher im August als im März, April und December. Die nämliche Wirkung der grossen Sommerhitze tritt gleichfalls in unseren Gegenden ein. Die Sterblichkeit in London beträgt durchschnittlich pr. Woche 1460 Sterbefälle; dagegen hatte es in dem überheissen Sommer 1868 in einer Woche 1885 Sterbefälle! Uebrigens ist die Sommerhitze für wohlgenährte, vollblütige und üppig lebende Menschen allemal nachtheiliger, als die Winterkälte.

Zum Schluss dieses Capitels habe ich noch zur Vervollständigung der natürlichen Sterblichkeitsdifferenzen zu erwähnen, dass die Zahl der Sterbefälle auch nach den verschiedenen Stunden des Tages beträchtlich differirt. Ein englischer Beobachter von 2880 Sterbefällen nach Stunden fand folgende Resultate:

Von	12—1	Uhr	Nachts	unter	Mittel (120 Fälle)	$69_{,17}$%
„	1—3	„	Morgens			Mittel.
„	3—6	„	„	über	„	$23_{,50}$ „
„	(5—6)	„	„	über	„	40 „
„	6—9	„	Vormittags	über	„	. . . .
„	9—10	„	„	über	„	$17_{,50}$ „
„	10—3	„	Mittags	unter	„	$16_{,50}$ „
„	(12—1)	„	„	unter	„	$20_{,75}$ „
„	3—7	„	Nachmitt.	über	„	$5_{,50}$ „
„	7—11	„	Abends	unter	„	$6_{,50}$ „
„	11—12	„	Nachts	über	„	25 „

Die grössere Sterblichkeit tritt demnach ein: von 3—6 Uhr Morgens, 9—10 Uhr Vormittags und 11—12 Uhr Nachts; die geringere: von 12—1 Uhr Nachts und 10—3 Uhr Mittags.

ZWÖLFTES CAPITEL.

Die acquirirten Sterblichkeitsdifferenzen.

Dem Menschen ist es nicht gegeben, seine Lebensdauer über die von der Natur vorgeschriebene Grenze zu verlängern*). Und im Grossen und Ganzen ist er an die durch natürliche und örtliche Factoren bedingte Sterblichkeit gebunden. Dagegen ist er, wenigstens zum Theile, selbstbestimmend gegenüber der durch Stand, Beschäftigung, Lebensweise und Moralität bedingten Sterblichkeit, ja man kann sogar sagen, dass viele Menschen selbst bestimmen, wie viel Jahre *weniger* sie durchschnittlich leben wollen, als ihre natürliche mittlere Lebensdauer beträgt. Ich nenne desswegen die durch sociale und moralische Factoren bedingten Sterblichkeitsdifferenzen, im Gegensatze zu den früher erörterten, die *acquirirten*.

Es ist bereits viel geschrieben worden und zwar von bedeutenden Autoritäten, um zu beweisen, dass die Sterblichkeit unter den *Unverheiratheten grösser* sei, als unter den *Verheiratheten*. *Deparcieux* fand sogar, dass die Zahl der verheiratheten Männer, welche nach dem 20. Lebensjahre sterben, verhältnissmässig nur halb so gross ist, als die Zahl der unverheiratheten, welche während derselben Periode sterben.

---

*) Wenn von einer Kunst, das Leben zu *verlängern*, die Rede ist, dann soll damit eigentlich nur die Kunst, das Leben am geringsten zu *verkürzen*, verstanden sein.

Odier machte folgende Berechnung für das weibliche Geschlecht.

Alter.	Mittlere Lebensdauer. Frauen.	Mittlere Lebensdauer. Fräulein.	Mittleres Todesjahr. Frauen.	Mittleres Todesjahr. Fräulein.
20	$40_{,33}$ Jahre	$30_{,66}$ Jahre	$60_{,33}$ Jahre	$50_{,66}$ Jahre
25	$36_{,00}$ „	$30_{,50}$ „	61 „	$55_{,50}$ „
30	$32_{,42}$ „	$28_{,92}$ „	$62_{,42}$ „	$58_{,92}$ „
35	$28_{,92}$ „	$26_{,33}$ „	$63_{,92}$ „	$61_{,33}$ „
40	$25_{,58}$ „	$23_{,42}$ „	$65_{,58}$ „	$63_{,42}$ „

Ein ganz entgegengesetztes Resultat geht aus den correcten Ermittelungen der Lebensversicherungsbanken hervor. „Die Richtigkeit der Annahme“, sagt Hopf, „dass das eheliche Leben der Lebensdauer günstig sei und dass namentlich auch verheirathete Frauen länger leben als unverheirathete, sind die Erfahrungen der Gothaer Bank offenbar nicht geeignet zu bestätigen.“ Hier begegnen wir wiederum einem Punkt der Bevölkerungsstatistik, wo das Alles in einen Topf werfen, ohne Classification und Berücksichtigung der relativen Verhältnisse, zu falschen Resultaten und Confusion führt. Wir müssen auch hier wohl unterscheiden zwischen der ärmeren und der wohlhabenden Bevölkerung. Bei der ärmeren hilft die Frau dem Manne mit der Arbeit sowohl, als auch die Nahrungssorgen zu tragen, und während Krankheit und Unpässlichkeit pflegen sie einander gegenseitig. Die Erfüllung der schweren Elternpflichten zwingt zur Nüchternheit und Mässigkeit, und die häusliche, unschuldige Freude giebt ihnen die nöthige Zerstreuung und Erholung. Anders ist es aber mit den ärmeren ledigen Personen. Der ledige Arbeiter lebt gewöhnlich eben so unregelmässig als schlecht; da er für Andere nicht zu sorgen hat, so wird er sorglos; der karge Wochenlohn wird nicht regelmässig auf die Wochentage vertheilt; Sonntag und Montag wird der grössere Theil im Wirthshause ausgegeben. Da er für edlere Genüsse nicht das nöthige Geld hat, so sucht er Zerstreuung bei dem Trink- und Spieltisch oder in der ärgsten Spelunke, wo er sich häufig die abscheulichsten

Krankheiten zuzieht. Wird er krank, so fehlt ihm die häusliche Pflege, und wird er arbeitsunfähig, so steht er hülflos da, ohne Frau und Kinder, die sonst nach Kräften für ihn gesorgt hätten. Mit der armen ledigen Frauensperson steht es noch schlimmer. Es giebt im Allgemeinen nur vier Alternativen für sie, die eine schlechter wie die andere: Dienstmädchen, Näherin, Fabrikarbeiterin und — Freudenmädchen! In keinem Verhältniss kann für das Alter gesorgt werden; ausserdem wissen wir, dass die Lebensdauer der drei letzten Kategorien an und für sich bedeutend hinter der mittleren zurückbleibt. In so weit ist es eben so natürlich als einleuchtend, dass die Sterblichkeit im ehelichen Leben kleiner ausfallen muss als im unehelichen. Bei der wohlhabenden Bevölkerung sind aber die Verhältnisse ganz anders. Der ledige wohlhabende Mann kann sich eben so bequem einrichten, er kann eben so regelmässig leben als der verheirathete; er hat wohl die häuslichen Freuden des Verehelichten nicht, aber andererseits hat er auch nicht die vielen Sorgen und Bekümmernisse des Familienvaters. Im Alter sowohl als während Krankheit findet er dieselbe Pflege, als der Verheirathete. Ausserdem sind die grössten medicinischen Autoritäten der Ansicht, dass die Ehe den kränkelnden oder geschwächten Männern, besonders wenn sie kräftige und vollblütige Mädchen heirathen, schnell den Tod bringt. Und nun die ledige wohlhabende Frauensperson, die kann sich noch bequemer und ungestörter einrichten, als die verheirathete; die hat wohl weniger Freude, als diese letztere, aber auch weniger Leiden und Kummer: die kränkelnde Schwangerschaftszeit, die beschwerlichen und gefahrvollen Wochenbetten, die erschöpfende Kinderpflege, die schlaflosen Nächte, wenn bald dieses, bald jenes Kind erkrankt, oder die bittre Thräne, wenn das Kind oder der Gatte zu Grabe getragen wird; ausserdem läuft die ledige Frauensperson nicht die Gefahr, von dem kranken Mann oder Kind angesteckt zu werden. Und wenn wir ferner berücksichtigen, wie viele von den Ehen unglücklich sind (nur die wenig-

sten von solchen werden als „Ehescheidungen" officiell registrirt, im Königreich Sachsen z. B. 1841—49: 3415 Ehescheidungen, d. h. $2{,}5\,\%$ der neu eingegangenen Ehen), wie aufreibend und lebenszehrend die eheliche Zwietracht wirkt, — dann wird es eben so natürlich als einleuchtend sein, dass das eheliche Leben die grössere Sterblichkeit mit sich bringt.

Im Allgemeinen muss noch hervorgehoben werden, dass ein Theil der 20—40jährigen Bevölkerung, welcher nicht verheirathet ist, entweder kranke und schwächliche oder durch Ausschweifung und Syphilis impotent gewordene Personen bildet, unter denen von vorne herein eine grössere Sterblichkeit herrscht, während diejenigen, welche heirathen, zum grösseren Theile sich eines gesunden Lebens erfreuen, und als solche einer geringeren Sterblichkeit ausgesetzt sind.

Die Sterblichkeit verheiratheter Männer ist, unter gleichen sittlichen und materiellen Verhältnissen selbst grösser, als die der unverheiratheten. Dieses geht aus den folgenden Beobachtungszahlen hervor, um so mehr, wenn wir berücksichtigen, dass die Unverheiratheten hier Ordensleute sind, die durch Wachen, Fasten und Krankenpflege verhältnissmässig mehr angestrengt und gefährdet werden, als es mit den beobachteten Verheiratheten der Fall ist, welche vorwiegend preussische Civilbeamte waren. Auch soll ja die Lebensdauer in dem vorigen Jahrhundert geringer gewesen sein, als in dem jetzigen, ein Moment, worauf allerdings wenig Gewicht zu legen ist.

Mittlere Lebensdauer.

Alter.	Verheirathete Männer. (Nach Brune 1776—1834.)	Unverheirathete Männer. (Nach Deparcieux 1685—1745.)
30	31,96 Jahre.	32,17 Jahre.
35	28,24 "	28,50 "
40	24,77 "	24,75 "
45	21,40 "	21,42 "

Alter.	Verheirathete Männer. (Nach Brune 1776—1834.)	Unverheirathete Männer. (Nach Deparcieux 1685—1745.)
50	$18,_{13}$ Jahre.	$18,_{00}$ Jahre.
55	$15,_{02}$ "	$15,_{00}$ "
60	$12,_{18}$ "	$12,_{17}$ "
70	$7,_{44}$ "	$7,_{25}$ "
80	$3,_{79}$ "	$3,_{67}$ "

Obschon gegen die Escherich'sche Methode*), durch die Zahl der Lebenden einer Bevölkerung allein die Lebensdauer zu bestimmen, sehr viel eingewendet werden kann, so lässt sich doch aus einigen seiner Daten der Beweis führen, dass verheirathete Männer unter gleich guten Lebensverhältnissen weniger Vitalität haben, als unverheirathete.

Er ermittelte den Procentsatz der in den folgenden respectiven Ständen befindlichen 80jährigen oder noch älteren Personen. Das Resultat war:

Unverheirathete katholische Geistliche		$1,_{33}$	%
Fast durchgängig verheirathete	Schullehrer	$1,_{13}$	"
" " "	Justizbeamte	$0,_{77}$	"
" " "	Aerzte	$0,_{34}$	"

Weiter fand er folgende absolute Zahl der respectiven Lebenden in den zwei Altersklassen

	45—49	70—74	gest. in Proc.
unverh. kath. Geistlichen	1017	201	$80,_{24}$
verheir. Justizbeamten	358	68	$81,_{01}$
" Aerzten	197	27	$86,_{29}$
" prot. Geistlichen	237	29	$87,_{76}$

Stellen wir die beobachtete mittlere Lebensdauer verheiratheter Frauen aus dem preussischen Beamtenstande neben diejenige der unverheiratheten französischen Ordensschwestern, so tritt uns das nämliche Verhältniss

---

*) Escherich, Hygienisch-statistische Studien über Lebensdauer in verschiedenen Ständen. Würzburg, 1854.

entgegen, d. h. die Lebensdauer der Unverheiratheten ist selbst bei so ungleichen Lebensbedingungen zu Gunsten der ersteren und zum Nachtheil der letzteren (Krankenpflege, Fasten, Wachen) für die jüngeren Altersklassen grösser, als bei den Verheiratheten, und für die höheren Altersstufen etwa gleich.

Alter.	Verheirathete Frauen. (Nach Brune 1776—1834.)	Unverheirathete Frauen. (Nach Deparcieux 1685—1745.)
20	$39,_{06}$ Jahre.	$40,_{17}$ Jahre.
25	$36,_{52}$ "	$36,_{67}$ "
und ferner:		
55	$16,_{71}$ "	$16,_{25}$ "
60	$13,_{55}$ "	$13,_{25}$ "
65	$10,_{64}$ "	$10,_{83}$ "
70	$8,_{24}$ "	$8,_{42}$ "
75	$6,_{41}$ "	$6,_{25}$ "
80	$4,_{92}$ "	$4,_{58}$ "
85	$3,_{83}$ "	$3,_{92}$ "

Die Lebensweise hat einen bedeutenden Einfluss auf den Grad der Sterblichkeit. Müssiggang, Ausschweifung und Unmässigkeit im Essen und Trinken sind alle verderblich für den Organismus und erhöhen die Sterblichkeit ausserordentlich. Das übermässige Trinken, besonders von alkoholhaltigen Getränken, verkürzt die Lebensdauer bis aufs Dreifache des natürlichen Maasses. Neison machte folgende Berechnung der differirenden wahrscheinlichen Lebensdauer mässiger und unmässiger Personen.

Alter.	Mässige Personen.	Unmässige Personen.
20	$44,_{2}$ Jahre.	$15,_{6}$ Jahre.
30	$36,_{5}$ "	$13,_{8}$ "
40	$28,_{8}$ "	$11,_{5}$ "

Mangel an hinreichender körperlicher Bewegung erhöht die Sterblichkeit. Eine sitzende Lebensweise ist daher für die Lebensdauer beeinträchtigend. Die

geringe Bewegung im Freien ersetzt nicht die starke Bewegung im Hause, ja sie ist sogar nachtheiliger, als die geringere im Hause. Turnen, Reiten und rasche, weite Spaziergänge vermindern die Sterblichkeit unter denjenigen, welche sonst keine Gelegenheit zur starken Bewegung haben. Nach englischen Beobachtungen war die Differenz der mittleren Lebensdauer:

Alter.	Arbeit im Hause. wenig Bewegung	Arbeit im Hause. starke Bewegung	Arbeit im Freien. wenig Bewegung	Arbeit im Freien. starke Bewegung
20	$41_{,88}$ Jahre	$42_{,01}$ Jahre	$37_{,80}$ Jahre	$43_{,42}$ Jahre.
30	$35_{,12}$ "	$34_{,50}$ "	$30_{,14}$ "	$36_{,58}$ "
40	$27_{,91}$ "	$27_{,80}$ "	$23_{,04}$ "	$29_{,13}$ "
50	$20_{,50}$ "	$21_{,18}$ "	$17_{,28}$ "	$21_{,97}$ "
60	$14_{,04}$ "	$15_{,14}$ "	$11_{,02}$ "	$15_{,56}$ "
70	$8_{,65}$ "	$10_{,44}$ "	$4_{,56}$ "	$9_{,33}$ "

Weit mehr, als durch den Mangel an Bewegung im Freien wird die Sterblichkeit durch die Entziehung der persönlichen Freiheit erhöht, und sie ist um so viel grösser, je mehr die betreffende Person bis dahin an die Bewegung im Freien gewöhnt war, um so viel geringer, je mehr sie eine sitzende Lebensweise hatte. Chassinat hat die folgende Berechnung über die Sterblichkeit unter den Gefangenen in Frankreich gemacht.

Gefängniss.	Durchschnitts-Alter d. Sträflinge.	Mittlere Sterblichkeit.	Mehr als bei Freien.	Mittlere Lebensverkürzung.
Centralgef. (Männer)	$30_{,86}$ J.	$5_{,55}$ %	$4_{,46}$ %	36 J.
Galeeren	$30_{,66}$ "	$4_{,07}$ "	$3_{,01}$ "	33 "
Centralgef. (Weiber)	$32_{,84}$ "	$3_{,95}$ "	$2_{,85}$ "	29 "

Das Einzelzellengefängniss hat nicht allein unter gleichen Verhältnissen die nämliche Sterblichkeit, sondern zugleich einen sehr nachtheiligen Einfluss auf den Geist und ruft bei längerer Haft häufig Geistesstörungen oder Wahnsinn hervor.

Der verschiedene Vermögensstand bewirkt einen sehr differirenden Sterblichkeitsgrad. Der Wohlhabende

lebt durchschnittlich bedeutend länger als der Arme, ja sogar länger als der gewöhnliche Arbeiter. Nicht allein, dass die epidemischen Krankheiten erfahrungsmässig unter den letzteren mehr Opfer fordern, ist es auch mit den erblichen der Fall. Diese Leute sind im Allgemeinen mehr Erkältungen ausgesetzt und leiden nicht selten an Nahrungssorgen. Dazu kommen noch überfüllte Wohnungen, schlechte Kost und ungenügende ärztliche Aufsicht und Hülfe. Das Risico ist demnach verhältnissmässig grösser bei Versicherung von Arbeitern und ärmeren Leuten, als von wohlhabenden.

Casper ermittelte die Absterbeordnung von 1000 gleichzeitig geborenen Wohlhabenden (Mitgliedern adliger Familien), resp. Armen (Berliner Stadtarmen). Seine Resultate sind:

	Wohlhabende.		Arme.	
Alter.	Noch am Leben.	Gestorben.	Noch am Leben.	Gestorben.
5	943	57	655	345
10	938	62	598	402
20	866	134	566	434
30	796	204	486	514
40	695	305	396	604
50	557	443	283	717
60	398	602	172	828
70	235	765	65	935
80	57	943	9	991

Chadwick fand, dass von 100 Kindern, resp. dem niedern Adelstand und dem Arbeiterstand angehörig, bis zum 5. Lebensjahre starben: von den ersteren nur 20, dagegen von den letzteren 50.

Der englische General-Registrator berechnete folgende Sterblichkeitsdifferenz unter 1000 Personen im Alter vom 35.—95. Lebensjahre, respective von den wohlhabenden Landwirthschaftern und dem Arbeiterstand.

Die Zahl der Sterbefälle betrug:

Altersklassen.	Gutsbesitzer und Pächter.	Arbeiter und Handwerker.	Verhältniss der beiden Klassen.
35—45	9	13	100 : 144
45—55	12	17	100 : 142
55—65	25	29	100 : 116
65—75	55	68	100 : 124
75—85	148	174	100 : 118
85—95	324	418	100 : 129

Obschon der Wohlstand für die Lebensdauer sehr günstig ist, so wirkt doch der Reichthum, besonders der von Geschlecht zu Geschlecht geerbte, nachtheilig auf dieselbe, weil er zu Müssiggang, Schwelgerei und Extravaganz führt. Bei dem übermässig reichen englischen Adel fand Dr. Guy die Lebensdauer für 20jährige Personen = $38_{,6}$ Jahre, während sie bei der ganzen Bevölkerung $40_{,88}$ Jahre beträgt.

Die gefährlichste erbliche Krankheit, die Tuberculose, rafft unter den Armen verhältnissmässig über 3 Mal so viel hin, als unter den Wohlhabenden. Marc d'Epine berechnete, dass von 1000 Sterbefällen

unter Reichen 68 von Tuberculose herrühren,
„ Armen 223 „ „ „

Dass der Stand, oder richtiger gesagt, die Beschäftigung auf den Sterblichkeitsgrad von grossem Einfluss ist, hat man vielfach beobachtet. Dennoch sind die Resultate zum Theil sehr verschieden ausgefallen, nicht allein wegen der localen und numerischen Beschränktheit des Objects, sondern auch wegen einer falschen Methode. Es verdient dieser Gegenstand hier um so mehr eine eingehende Erörterung, da die Lebensversicherungsbanken ein grosses Gewicht auf Stand und Beschäftigung legen.

Um mit den höchsten Spitzen der Gesellschaft anzufangen, ist es eine vielfach ausgesprochene Ansicht, dass die Sterblichkeit unter Kaisern, Königen, Fürsten und Staatsmännern verhältnissmässig gross sei. Entweder gehen sie mit allem Eifer ihren vielen und schweren

Berufspflichten nach und werden dadurch frühzeitig aufgerieben und erschöpft, oder sie sterben aus lauter Schwelgerei und Genuss aller Art. Dazu kommt noch, dass die Gefahr, durch Meuchelmord zu sterben, bei ihnen viel grösser ist, als bei der übrigen Bevölkerung. Durch die folgenden Resultate wird dieses bestätigt.

Regenten.	Zahl der Beobachtung.	Durchschnittsalter bei dem Tode.	Durchschnittsalter bei der Thronbesteigung.	Lebenserwartung der Bevölkerung.	Die Regenten mithin weniger Jahre gelebt.
Dänische	47	50,77	27,38	36,29	12,90
Englische	35	52,00	29,80	34,56	12,36
Schwedische	18	55,55	30,83	33,84	9,12

Die Todesursachen der Regenten bestätigen gleichfalls das höchst ungünstige Sterblichkeitsverhältniss derselben. Hier einige der traurigen Resultate.

Regenten.	Zahl.	Ermordet.	Todt im Kriege oder durch Unfall.	Plötzlich todt (Apoplexie etc.)
Dänische	47	8	2	3
Englische	35	4	4	6

Man ist geneigt zu glauben, dass in Republiken und constitutionellen Staaten die Regenten in dieser Hinsicht besser gestellt sind, als in den Staaten mit absolutistischer Regierungsform, gleichfalls, dass die Sterblichkeit der Fürsten in der neueren Zeit weniger abnorm ist, als es früher der Fall gewesen. Es sind aber vom Standpunkte der Lebensversicherung aus die Leben der Fürsten oder Staatsoberhäupter auch in unserer Zeit höchst bedenkliche Risicos. Die Todesart von Präsident Lincoln, Kaiser Maximilian und Fürst Michael III., die Mordattentate gegen den Kaiser Napoleon, Kaiser Alexander und König Wilhelm sind Ereignisse der neuesten Zeit. Um diese Fälle recht zu würdigen, muss wohl erinnert werden, dass die Gesammtzahl der Staatsoberhäupter von Europa und Nordamerika nur 41 beträgt.

Die akademisch gebildeten Stände haben im

Allgemeinen eine grössere Sterblichkeit, als die übrige Bevölkerung. Der Grund hierzu liegt vorwiegend in der geistigen Ueberanstrengung und der ungünstigen Lebensweise während der Vorbereitungszeit. De Neufville fand das mittlere Sterbensalter bei den

Geistlichen	65	Jahre	11	Monate.
Lehrern	56	„	10	„
Juristen	54	„	3	„
Aerzten	52	„	3	„

Casper berechnete, dass von je 100 Individuen folgende Zahl das 70. Lebensjahr erreichte:

Advokaten	29
Künstler	28
Lehrer	27
Theologen	24
Aerzte	24

Nach Lombard war das mittlere Sterbensalter

bei den Bürgermeistern	69	Jahre
„ „ Geistlichen	63	„
„ „ Aerzten	54	„

Nach Dr. Guy dagegen war es bei denjenigen, welche das 51. Lebensjahr bereits zurückgelegt hatten:

Geistlichen	74	Jahre.
Aerzten	73	„
Juristen	72,75	„

Maddens Berechnung ergab folgendes Resultat:

Naturforscher	75	Jahre.
Philosophen, Bildhauer, Maler	70	„
Juristen	69	„
Aerzte	68	„
Geistlichen	67	„

Endlich fand Gould, dass das mittlere Sterbensalter der Künstler 55 Jahre war.

Wie ungenügend diese Resultate sind, geht aus den colossalen Differenzen derselben zur Genüge hervor. Das

mittlere Sterbensalter der Aerzte war demnach z. B. resp. $52_{,25}$, 54 und 68 Jahre, das der Künstler resp. 55 und 70 Jahre, das der Juristen resp. $54_{,25}$ und 69 Jahre!

Was den verschiedenen Sterblichkeitsgrad unter den akademisch gebildeten Ständen anbetrifft, so bildet derselbe folgende Reihe mit steigender Sterblichkeit oder fallender mittleren Lebensdauer: Förster, Naturforscher, Philosophen, Dichter, Künstler, Geistliche, Lehrer, Juristen, Aerzte. Diese letztere Berufsklasse hat eine bedeutend grössere Sterblichkeit, als die acht übrigen; etwa 75 % sterben vor dem 50. Lebensjahre, d. h. über drei Mal so viel als von der ganzen Bevölkerung von dem 35. Lebensjahre an gerechnet. Um den Sterblichkeitsgrad aus dem Sterbensalter zu bestimmen, muss das mittlere Eintrittsalter in den resp. Stand wohl berücksichtigt werden. Bei den angeführten Berufsklassen kann das 35. Lebensjahr als solches angenommen werden, wonach das mittlere Sterbensalter (nach Brune) etwa 64 Jahre sein sollte.

Ueber die Sterblichkeit der übrigen Stände haben wir folgende Beobachtungsresultate.

De Neufville fand das mittlere Alter bei den zu Frankfurt am Main (1820—52) gestorbenen

Gärtnern und Metzgern	56	Jahre	10	Monate.
Kaufleuten	56	„	9	„
Gerbern	56	„	7	„
Fischern und Schiffern	55	„	9	„
Bäckern	51	„	6	„
Bierbrauern	50	„	6	„
Zimmerleuten	49	„	2	„
Maurern	48	„	8	„
Weissbind., Malern, Lackirern	47	„	6	„
Schuhmachern	47	„	3	„
Buchdruckern	47	„	0	„
Schreinern	46	„	4	„
Schlossern, Schmieden	46	„	3	„
Schneidern	45	„	4	„

Steinmetzen, Bildhauern	43 Jahre	10 Monate.
Schriftsetzern, Zinngiessern	41 „	9 „
Lithographen, Kupferstechern	40 „	10 „

Berlin ergab in den Jahren 1855—60 folgendes Resultat:

Schuhmacher	49,0 Jahre.
Gärtner	48,4 „
Buchdrucker	48,3 „
Kaufleute, Fischer	47,2 „
Maurer, Gerber	47,0 „
Schneider	46,6 „
Zimmerleute	46,0 „
Maler	45,2 „
Tischler	44,7 „
Schlächter	43,5 „
Metallgiesser	42,6 „
Schmiede	41,8 „
Bäcker	41,6 „
Schiffer	41,5 „
Bildhauer	41,4 „
Kürschner	38,2 „
Schriftsetzer	34,8 „
Brauer	34,3 „
Steindrucker	33,0 „

In London City erreichten (1855—56) die

Materialhändler	58,8 Jahre.
Dienstleute	58,6 „
Fleischer, Wildhändler	53,3 „
Hausmänner, Boten	52,8 „
Schneider, Schuster, Arbeitsleute	50,3 „
Schankwirthe	49,5 „
Droschkenkutscher, Stallknechte	49,1 „
Soldaten, Seeleute, Polizisten	48,0 „

Lombard berechnete die mittlere Lebensdauer von den folgenden Berufsklassen:

Kaufleute	62 Jahre.
Gärtner	60 „
Maurer	55 „
Fleischer	53 „
Holzsäger	51 „
Tischler, Zimmerleute	49 „
Maler	44 „
Bäcker, Müller	42 „
Steinmetzen	34 „

Auch diese Resultate sind sehr ungenügend. Welcher Unterschied zwischen dem mittleren Sterbensalter in den drei Städten! Und welche Differenz beim Vergleich der Resultate des nämlichen Gewerbes! Das mittlere Sterbensalter der Gärtner ist z. B. resp. 48,4, 56,8 und 60 Jahre, das der Gerber 47,0 und 56,6, das der Bäcker 41,6 und 51,5, das der Fleischer 43,5, 53 und 56,8, ja, das der Bierbrauer 34,3 und 50,5, eine Abweichung von 16,2 Jahren!

Der englische General-Registrator hat aus der ganzen Bevölkerung Englands (1851) ein in jeder Hinsicht zuverlässigeres Resultat ermittelt. Nach seiner Berechnung war die relative Sterblichkeit, wie folgt:

Stand.	Es starben von je 1000 im resp. Alter von					
	25	35	45	55	65	75
Schuhmacher	9,1	10,6	15,0	28,7	65,1	164
Weber	8,0	10,6	15,4	33,0	74,6	173
Kaufleute	7,6	10,5	15,8	22,7	49,7	125
Grobschmiede	8,1	12,4	16,5	37,2	64,4	167
Zimmerleute	9,5	10,3	16,7	29,7	65,9	143
Schneider	11,6	14,1	16,7	28,1	76,5	155
Arbeitsleute	9,8	12,5	17,3	29,2	67,9	174
Bergleute	8,5	11,4	20,2	34,5	80,5	179
Bäcker	7,6	14,8	21,2	33,0	66,8	151
Fleischer	11,3	16,5	23,1	41,5	56,5	155
Schankwirthe	13,8	20,5	28,3	39,0	81,5	181
ganz England	9,5	12,4	17,9	30,3	64,0	141

Aus den angeführten Resultaten geht nur mit Sicherheit hervor, dass die Sterblichkeit unter Schankwirthen, Fleischern, Brauern, Bäckern, Schriftsetzern, Zinngiessern, Steinmetzen, Steindruckern, Droschkenkutschern, Polizisten, Soldaten, Matrosen und Bergleuten bedeutend über die mittlere hinausgeht. Im 45., 65. und 75. Lebensalter ist die Sterblichkeit der Schankwirthe, resp. $10{,}_4$, $17{,}_5$ und 40 pro mille, die der Fleischer im 55. und 75., resp. $11{,}_2$ und 14 pro mille höher, als die der ganzen Bevölkerung. Zwischen dem 60. und 70. Jahre ist sie aber bei den Fleischern $7{,}_5$ pro mille geringer. Die Bergleute zeigen von dem 45. Lebensjahre an, wo die meisten bereits invalid sind, eine grössere Sterblichkeit, die im 75. Lebensjahre etwa 38 pro mille mehr als bei der ganzen Bevölkerung beträgt. Nach Zeuner's Berechnung giebt Kolb an, dass von 10,000 Individuen 10 ein Alter von 90 Jahren erleben, während aus der nämlichen Zahl von Bergleuten nur 1 dasselbe Alter erreicht. Wenn übrigens der Sterblichkeitsgrad bei Handwerkern aus dem mittlern Sterbensalter bestimmt werden soll, so muss berücksichtigt werden, dass sie durchschnittlich mit dem 15. Lebensjahre in den Stand treten, und somit ihr mittleres Sterbensalter (nach Quetelet) 55 Jahre sein sollte.

Die Sterblichkeit in dem Soldatenstande ist selbst während der Friedenszeit bedeutend höher, als bei der Civilbevölkerung in den entsprechenden Altersklassen. Die grosse Veränderung der Beschäftigung und Lebensweise nach der Aushebung, der schroffe Wechsel von körperlicher Anstrengung und Müssiggang, die überfüllten Schlaflocalitäten, schlechte Kost, Ausschweifung und häufige Kasernenepidemien sind gewichtige Momente genug, um diese Erscheinung hinlänglich zu begründen. Von einer Effectivstärke von 191,033 Mann preussischem Militair kamen im Jahre 1861: 237,750 Erkrankungsfälle vor, von welchen 125,866 in den Lazarethen behandelt werden mussten. Nach Kolb betrug die jährliche Zahl der Sterbefälle pro 1000 Mann in Friedenszeit, wie folgt:

Armee.	Soldaten.	Civil.
Französische	19,70	10,73
Englische	15,79	9,72
Oesterreichische	18,76	13,74
Preussische	11,77	10,71
Russische	38,70	?
Durchschnitt	20,764	11,775

Die Sterblichkeit im Militair ist aber im Verhältniss zu derjenigen der Civilbevölkerung noch grösser, als diese Zahlen zeigen, wenn wir berücksichtigen, dass nur kräftige und gesunde Leben zu dem Soldatenstand zugelassen werden, und dass alle während der Dienstzeit invalid oder kränklich gewordenen Soldaten entlassen werden, so dass die Zahl der Sterbefälle aus diesen nicht den Militairs, sondern dem Civilstand angerechnet werden.

Unter denjenigen Mannschaften, welche zum Colonialdienst verwendet werden, wird die Höhe der an und für sich grossen Sterblichkeit durch den nachtheiligen klimatischen Einfluss noch ausserordentlich gesteigert. Nach officiellen Berichten kamen von 1817—36 im Durchschnitt jährlich pro 1000 Mann

auf Ceylon	55	Todesfälle
in Bengalen	63	„
auf den Antillen	85	„
„ Jamaica	143	„
„ Bahama	200	„
Sierra Leone	483	„
Durchschnittlich	171,5	Todesfälle pro 1000 Mann,

d. h. $8^1/_8$ Mal mehr als bei dem Militair in Europa, und etwa 16 Mal mehr als bei der Civilbevölkerung!

Die Sterblichkeit des Militairs im Kriege ist nicht allein durch die Zahl, die Waffe, die Operationsbasis und die Leitung des Gegners, sondern auch durch die Jahreszeit, die eigene Verpflegung und den Gesundheitszustand im Allgemeinen bedingt. Wie weit die Wirkung dieser

Factoren gehen kann, beweist die Statistik der Kriegsgeschichte. Wir wollen nur einige Resultate aus der neueren und neuesten Zeit hier anführen. Nach Hausner betrug der Verlust an Menschenleben:

Krieg.	pro Jahr.	im Ganzen.
Siebenjähriger Krieg (1756—63)	91,700. M.	642,000 M.
Napoleonische Kriege (1792—1815)	240,000 „	5,530,000 „
Europäische Kriege (1815—64)	43,800 „	2,762,000 „

Um den Sterblichkeitsgrad zu bemessen, müssen wir die Gesammtstärke und die Zahl der sämmtlichen durch den Krieg verursachten Todesfälle kennen, also nicht blos die Zahl der auf dem Schlachtfelde Gebliebenen. Denn es sterben in der Folge erfahrungsmässig 3—8 Mal so viel durch Krankheiten, Strapazen, Unglücksfälle, Wunden und acquirirte Krankheitsdispositionen, als sofort durch die Waffe. Von zuverlässigen und vollständigen Nachweisen über die Sterblichkeit im Kriege haben wir leider sehr wenig Brauchbares, da die meisten derartigen Berichte nur den sofortigen Verlust angeben, zuweilen gar mit Modification.

Nach Chenu hatte die französische Armee im Krimkriege

10,240	Todesfälle	auf dem Schlachtfelde
720	„	durch Ertrinken
8,004	„	„ Krankheiten
4,404	„	plötzlich, durch Erfrieren etc.
72,247	„	durch Wunden u. s. w.
95,615	Todesfälle	im Ganzen.

Da die französische Armee eine Gesammtstärke von 309,263 Mann zählte, und der Krieg etwa 3 Jahre dauerte, so beträgt der Gesammtverlust $10,_{80}$ % pro Jahr.

In dem amerikanischen Bürgerkriege hatte man nach

Kolb in den Jahren 1861—63 nur jährlich $53_{,2}$ Todte pro 1000 Mann, also $5^1/_8$ $^0/_0$ pro Jahr.

Die französische Armee hatte in dem italienischen Kriege 1859 mit einer Gesammtstärke von etwa 180,000 Mann

5782	Todesfälle auf dem Schlachtfelde,
4360	„ in den Lazarethen
10142	Todesfälle im Ganzen.

Der Gesammtverlust war demnach $5_{,63}$ Procent.

Der deutsche Krieg im Jahre 1866, welcher im Ganzen etwa 2 Monate dauerte, brachte der preussischen Armee einen Verlust von

4450	Todten durch Waffen
10877	„ „ Krankheiten
785	Vermissten
16112	Mann Verlust im Ganzen.

Da die Gesammtstärke etwa 363,000 Mann zählte, so war der Gesammtverlust etwa $4_{,44}$ Procent.

Eben so gering, wie die Sterblichkeit erscheint in solchen Armeen, welche mit grosser Uebermacht an Truppenzahl oder in Waffen und Taktik gegen den Feind kämpfen, eben so enorm ist sie, wenn Pest, Hungersnoth, übergrosse Kälte oder Hitze, gefährliche Uebergänge und alle die übrigen bösen Factoren neben dem Feuer des ebenbürtigen Feindes wirken. Die Schlacht der verbündeten Engländer und Franzosen gegen die Chinesen bei Tschan-kiawan 1860 ist ein Beispiel der ersten Categorie. Gegen 20,000 Mann Chinesen kämpften siegreich nur 6200 Mann Alliirte, und der Gesammtverlust der letzteren war nur 15 Todte, d. h. $0_{,24}$ $^0/_0$. Dagegen war die Sterblichkeit der napoleonischen Armee in dem russischen Feldzug 1812 während 6 Monaten etwa 56 $^0/_0$.

Eben so wenig, wie die mittlere Sterblichkeit des Militairs während des Kriegs annähernd bestimmt werden kann, so abgemacht ist es, dass die Sterblichkeit unter den Officieren in den Schlachten verhältnissmässig grösser ist, als unter den Soldaten. In dem amerikanischen Bürgerkrieg kamen unter resp. 1000 Mann pro Jahr bei den

Soldaten $8_{,5}$ Todesfälle durch Waffen,
Officieren $11_{,5}$ „ „ „

Bei Erstürmung der Düppeler Schanzen hatten die Preussen unter den

Soldaten $1_{,36}$ % Todesfälle durch Waffen
Officieren $3_{,26}$ % „ „ „

An Krankheiten sterben im Kriege aber verhältnissmässig viel mehr Soldaten als Officiere*).

Die Sterblichkeit unter den Matrosen während der Friedenszeit ist beinahe ein Mal so gross, als in den entsprechenden Altersklassen der Civilbevölkerung. Nach officiellen Berichten starben in der englischen Handelsmarine durchschnittlich in den Jahren 1852—59 $18_{,7}$ von je 1000 Mann. Neison fand unter 270 Todesfällen in der Marine, dass $61_{,1}$ % davon naturgemäss erfolgt waren, wogegen $38_{,9}$ % vom Seegefecht oder Schiffbruch herrührten. Im Vergleich mit der Sterblichkeit der entsprechenden männlichen Civilbevölkerung stellte sich folgendes Resultat heraus: die naturgemässe Sterblichkeit der Seeleute war $14_{,5}$ % und die gesammte 86 % höher als bei jener.

Nach einer Berechnung in dem Journal of the Statistical Society hatte die englische Kriegsmarine in den zwei Perioden 1793—1815 und 1815—52 unter der Mannschaft resp. $28_{,5}$ und $25_{,99}$ % Todesfälle durch Schiffbruch.

Zum Schluss soll noch hier bemerkt werden, dass die Sterblichkeit im Allgemeinen bedeutend höher ist unter Menschen, welche weit von ihrem Vaterland leben, als unter denjenigen, welche in demselben verbleiben, und dass dieselbe um so grösser ist, je mehr das Klima, die Natur und die Lebensmittel von denjenigen des Vaterlandes abweichen. Die bereits gegebenen Zahlen der Sterbefälle unter den englischen Colonialtruppen bestätigen hinlänglich die Richtigkeit dieser Behauptung.

---

*) Dieser Gegenstand ist ausführlicher behandelt worden in meiner Schrift: „Die Lebensversicherung auf den Todesfall im Kriege.“ Leipzig 1869 (Albert Fritsch).

DREIZEHNTES CAPITEL.

Die Sterblichkeits-Ursachen.

Der Lebensstrom in dem menschlichen Organismus kann auf tausenderlei Art aufgehoben werden; doch lassen sich alle Todesursachen auf folgende zwei Hauptcategorien mit ihren Unterabtheilungen zurückführen:

A. Natürliche Todesursachen.

Hierunter verstehen wir alle diejenigen Todesursachen, welche in dem Organismus oder in der Constitution selber begründet sind, nämlich:

1. Die Altersschwäche, das naturgemässe harmonische Austrocknen des Lebensstromes.

2. Die Krankheiten, welche entweder langsam, schnell oder plötzlich den Tod herbeiführen; sie zerfallen in

   a) organische (Respirations-, Circulations-, Digestions-, Leber-, Gallen-, Milz-, Harn-, Geschlechts-, Nerven-, Haut- und Bewegungs-Krankheiten);

   b) constitutionelle (acute Infectionskrankheiten, z. B. Pocken, Typhus, Cholera, Fieber u. s. w.; chronische Infectionskrankheiten, z. B. Syphilis; von Thieren überführte Infectionskrankheiten, z. B. Hundswuth; Ernährungsanomalien, z. B. Scropheln, Zuckerharnruhr u. s. w.).

B. Gewaltsame Todesursachen,

d. h. solche, welche durch äussere plötzliche oder langsame Einwirkung auf den Organismus den Tod herbeiführen. Diese sind:

1. Unglücksfälle, und zwar:
   a) unverschuldete, z. B. durch Blitzschlag, Ueberschwemmung, Erdbeben, Grubeneinsturz, Eisenbahnunglück, Feuersbrunst, Hungertod u. s. w.
   b) selbstverschuldete, z. B. durch gewagte und gefahrvolle Unternehmungen oder Reisen u. s. w.
2. Mord.
3. Selbstmord, und zwar:
   a) sofortiger durch Erschiessen, Erhängen, Ersäufen, Stich- oder Schnittwunden, Vergiften, Herabstürzen, Selbstverbrennen, Kohlendampfersticken, Ueberfahren auf der Eisenbahn u. s. w.;
   b) langsamer, durch Alkoholvergiftung, unmässiges oder ausschweifendes Leben;
4. Tod durch Richterspruch, und dann entweder
   a) unschuldig, z. B. als politischer oder religiöser Märtyrer, oder
   b) schuldig als Verbrecher.
5. Tod im Duell; und endlich
6. Tod im Kriege.

Der Lebensversicherung ist keine von allen jenen verschiedenen Todesursachen fremd geblieben; sie hat vielmehr auf diesem Gebiete der Medicinalstatistik aus ihren genauen Beobachtungen werthvolle Resultate geliefert.

Man hat sehr häufig von einem Gesetze der Todesursachen gesprochen und hat damit sagen wollen, dass die relative Zahl derselben in einer Bevölkerung annähernd constante Grössen bildet. Dieses ist aber lange nicht für alle Todesursachen gültig; besonders sind die jährlichen Todesfälle von den sogenannten Kinder- und epidemischen Krankheiten an Zahl sehr schwankend. Die zwei Jahre 1861 und 1862 ergaben in Schweden z. B. folgende Resultate:

Krankheit.	1861.	1862.	Verhältniss.
Masern	507	7407	100 : 1461
Scharlachfieber	1453	1684	100 : 116
Keuchhusten	1856	1549	100 : 83
Kehlkrankheiten	888	1333	100 : 150
Halskrankheiten	257	1191	100 : 463
Einheimische Cholera	79	31	100 : 39
	1834.	1853.	Verhältniss.
Asiatische Cholera	12637	8511	100 : 67

Selbst die Resultate der annähernd constanten Grössen verlieren diesen Charakter in langen Beobachtungsperioden, innerhalb welcher die Lebensweise einer Bevölkerung sich ändert. So lange der menschliche Organismus unter unveränderten Natur- und Lebensverhältnissen laborirt, so lange bleibt die relative Zahl gewisser hierauf bezüglicher Todeskrankheiten sich ziemlich gleich. Die Zahl derjenigen Todesursachen aber, welche in sittlichen und conventionellen Verhältnissen ihren Grund haben, steigt mit der Zunahme der Entsittlichung, der Lockerung des Familienlebens und des Schwindels des geschäftlichen Verkehrs. Wir finden somit die relative Zahl der unehelichen Kindergeburten, welche eine so grosse Sterblichkeit hervorruft, und die Zahl der Selbstmordfälle in vielen Staaten in rascher Zunahme begriffen. Es kamen z. B. in Schweden durchschnittlich

1776—1780	auf	100	Lebendgeborene	$3{,}_{21}$	uneheliche
1801—1805	„	„	„	$6{,}_{21}$	„
1831—1835	„	„	„	$7{,}_{02}$	„
1846—1850	„	„	„	$9{,}_{75}$	„

und in Frankreich bei einer wenig steigenden Bevölkerung:

1855 :	68,687	uneheliche	Geburten
1857 :	70,890	„	„
1858 :	74,633	„	„
1861 :	76,697	„	„

Die Zahl der Selbstmorde in Schweden betrug:

1796—1800	nur	286	auf	$2,_{30}$	Mill. Einwohner
1816—1820	„	610	„	$2,_{53}$	„ „
1836—1840	„	1070	„	$3,_{08}$	„ „
1846—1850	„	1146	„	$3,_{40}$	„ „
1851—1855	„	1267	„	$3,_{56}$	„ „

Diese Grössen sind also leider keine constanten.

Was nun die natürlichen Todesursachen anbetrifft, so ist die allernatürlichste derselben, die Altersschwäche, für die Lebensversicherung die wünschenswertheste Todesursache. Aber nur etwa 6% der gesammten Todesfälle gehören dieser Categorie an. Unter den organischen Todeskrankheiten fordern die Tuberculose und die Krankheiten der Respirationsorgane zusammen etwa vier Mal so viel Opfer (circa 25%), und die Nervenkrankheiten zwei Mal so viel (circa 12%). Den constitutionellen Todeskrankheiten gehören 20—25% aller Todesfälle, und auf die übrigen organischen und gewaltsamen kommen zusammen etwa 32—37%. Die factische Vertheilung der gesammten Todesursachen wird aus folgender Zusammenstellung der englischen Bevölkerungsstatistik ersichtlich.

Todesursachen.		1848	1850	1852
Constitutionelle Krankheiten		97,983	74,833	92,412
Ungewisse	„	19,699	19,341	19,655
Tuberculose	„	66,025	60,385	66,133
Nerven-	„	46,090	47,450	50,733
Circulationsorg.	„	9,654	11,357	12,517
Respirationsorg.	„	44,801	43,827	47,400
Digestionsorg.	„	23,367	22,314	23,741
Urinorg.	„	3,041	3,332	3,689
Wochen- u. Geburts-	„	3,121	3,187	3,250
Bewegungsorg.	„	1,947	2,367	2,615
Haut-	„	670	725	830
Deformitäts-	„	797	781	861
Frühz. Geburt u. Schwäche		16,345	18,045	19,075
Auszehrung		9,614	9,950	13,056

Altersschwäche	27,520	26,102	26,376
Plötzlicher Tod	3,197	3,559	3,591
Aeussere Ursache	13,551	13,987	14,475

Die Gefahr, an irgend einer dieser Krankheiten zu sterben, lässt sich nicht durch den Procentsatz derselben genau bestimmen, da die Gefahr jeder Krankheit für die respectiven Altersstufen sehr verschieden ist, indem dieselbe Krankheit verhältnissmässig mehr Opfer in der einen Altersklasse, als in der andern hinrafft. Der relative Sterblichkeitsgrad der sechs bedeutendsten Todeskrankheiten wird aus folgender Ermittelung von Neison ersichtlich.

	31—50.	51—60.	61—70.	71—80.
1. (höchster) Grad.	Lungenkr.	Apoplexie	Apoplexie	Apoplexie
2. „ „	Fieber	Fieber	Entzünd.	Entzünd.
3. „ „	Entzünd.	Lungenkr.	Unterlbskr.	Fieber
4. „ „	Unterlbskr.	Entzünd.	Wasserscht.	Unterlbskr.
5. „ „	Apoplexie	Wasserscht.	Fieber	Wasserscht.
6. (geringster) „	Wasserscht.	Unterlbskr.	Lungenkr.	Lungenkr.

Die Erfahrungsresultate (1829—52) der Gothaer Lebensversicherungsbank mit Bezug auf die relative Intensität der Todesursachen, im Procent der vorgekommenen Sterbefälle in jeder Altersperiode ausgedrückt, waren nach Hopf folgende:

Altersklassen.	Allgem. Fieber.	Entzündungen einzelner Organe.	Schlagflüsse.	Wassersuchten.	Respirationsorg. Krankheiten.	Speisekanal-, Unterleibskr.
15—30	27,73	14,29	6,72	2,52	31,98	—
31—40	20,42	16,34	4,96	3,09	27,04	5,08
41—50	16,15	15,76	8,21	6,05	22,25	6,55
51—60	12,60	15,84	14,62	9,33	13,43	8,61
61—70	8,78	17,31	15,36	9,35	10,21	10,82
71—80	5,18	15,72	17,58	8,40	3,61	5,66
81—90	2,24	13,43	8,96	5,22	2,24	1,49
Alle Alter	12,32	16,19	12,67	7,76	14,72	7,84

Es kamen demnach auf diese 6 Todesursachen 71,5 % aller vorgekommenen Sterbefälle. Die übrigen 28,5 % vertheilten sich auf folgende 15 Todesursachen:

Todesursachen.	In allen Altern.
Altersschwäche	$5_{,70}$
Dyskrasieen	$4_{,07}$
Herz-, Gefässkr.	$3_{,78}$
Gewalts. Tod	$3_{,32}$
Gehirn-, Geisteskr.	$3_{,16}$
Asiat. Cholera	$1_{,86}$
Blutflüsse	$1_{,45}$
Rheumatismus	$1_{,26}$
Grippe	$1_{,08}$
Aeussere Schäden	$0_{,95}$
Gicht	$0_{,88}$
Rückenmarkskr.	$0_{,67}$
Exanthematische Kr.	$0_{,28}$
Krämpfe	$0_{,02}$
Vergiftungskr.	$0_{,02}$

Die Altersschwäche fängt mit $0_{,08}$ % in der Altersklasse 51—60 an, steigt dann in den folgenden drei Decennien (61—90) mit resp. $4_{,80}$, $30_{,08}$ und $61_{,19}$ %. Die Dyskrasieen (Krankheiten der Säfte) sind mässig bis 40 und nach 80, in den dazwischen liegenden vier Decennien, resp. $4_{,16}$, $5_{,02}$, $4_{,59}$ und $3_{,13}$ %. Die Herz- und Gefässkrankheiten steigen regelmässig vom 15. bis 70. Jahre und erreichen in den Decennien 61—70 ihr Maximum mit $5_{,28}$ %; von nun an nehmen sie rasch ab. Der gewaltsame Tod erreicht sein Maximum in der Periode von 15—30 mit $7_{,57}$ %, fällt dann regelmässig in den folgenden Decennien bis $0_{,68}$ % von 71—80, hört aber darnach ganz auf. Die Gehirn- und Geisteskrankheiten fordern wenig Opfer von 15—30 und von 70—90, in den dazwischen liegenden vier Decennien ist der Procentsatz ziemlich constant (etwa $3^1/_2$ %). Die Cholera war am mässigsten zwischen 15—30 und 70—90. In den vier Decennien 31—70 durchschnittlich 2 % (Maximum zwischen 31—40 mit $2_{,48}$ %). Die mässig auftretenden Blutflüsse erreichen ihr Maximum von 31—40 mit $2_{,10}$ %. Der Rheumatismus fordert in den

Perioden von 15—50, resp. $2^1/_2$ bis $2^0/_0$, in den Decennien von 50 bis 90 schwankt er zwischen $0_{,20}$, und $0_{,91}$ $^0/_0$. Von den übrigen Todeskrankheiten ist nur zu bemerken, dass die exanthematischen (Hautkrankheiten) in der Periode 15—30 ihr Maximum mit $1_{,68}$ $^0/_0$ erreichten; nahmen von da an allmählich ab bis $0_{,18}$ $^0/_0$ in dem Decennium 61—70, von wo aus sie gänzlich aufhörten.

Bevor wir einige besondere Todesursachen näher erörtern, müssen wir hier, mit Bezug auf die Krankenversicherung, die Kränklichkeit der arbeitenden Klassen besprechen. Obschon die Häufigkeit der Krankheitsfälle nicht als Maassstab für die Sterblichkeit gelten kann, da viele häufig kranke Personen oft lange leben, während nie krank gewesene eine geringe Lebensdauer haben, so sind die Krankheiten doch gewöhnlich Vorläufer des Todes und gehören somit in dieses Capitel.

Aus der Statistik der englischen Krankenkassen „Friendly Societies" sind die folgenden Resultate.

Altersklassen.	Zahl der Krankheitstage pro Kopf jährlich. Schwere Arbeit.	Leichte Arbeit.	Allgem. Arbeit.
15—30	$7-7^1/_2$	5—6	$6^1/_4-7$
31—40	$7^1/_2-8^1/_2$	$6-6^3/_4$	$7-7^3/_4$
41—45	10	$7^1/_2$	$8^3/_4$
46—50	$11^1/_2$	$9^1/_4$	$10^1/_2$
51—55	$13^3/_4$	12	$12^3/_4$
56—60	$18^1/_2$	$14^1/_2$	$16^1/_4$
61—65	$26^3/_4$	$20^3/_4$	$23^1/_2$
66—70	$38^3/_4$	$33^1/_2$	36

Die Zahl der Krankheitstage ist verschieden, je nachdem die Arbeiter in Grossstädten, Kleinstädten oder auf dem platten Land leben. Tidd Pratt gelangte zu folgenden Resultaten:

Alter.	Bei leichter Arbeit Krankheitstage pro Kopf jährlich. Grossstädte.	Kleinstädte.	Plattes Land.
30	$4_{,91}$	$6_{,22}$	$6_{,22}$
50	$10_{,41}$	$11_{,59}$	$9_{,87}$
70	$26_{,74}$	$46_{,44}$	$42_{,71}$

Alter.	Bei schwerer Arbeit Krankheitstage pro Kopf jährlich. Grossstädte.	Kleinstädte.	Plattes Land.
30	8,41	7,60	7,65
50	12,92	13,19	12,34
70	52,29	36,62	47,98

Zu denjenigen Todesursachen, welche vom Standpunkte der Lebensversicherung ein ganz besonderes Interesse haben, gehören: Tod im Wochenbett, von Cholera, plötzlicher Tod und die verschiedenen gewaltsamen Todesursachen.

Jede Frau vom 15. bis zum 50. Lebensjahre ist der Gefahr ausgesetzt, im Wochenbett zu sterben. Diese Gefahr ist lange nicht so gross, wie man gewöhnlich meint; denn bei 200 Wochenbetten stirbt etwa eine Wöchnerin. (In England in 8 Jahren durchschnittlich auf 189 Wochenbetten 1 Wöchnerin todt, in Schweden in 5 Jahren auf 10,000 Wochenbetten durchschnittlich 44 Wöchnerinnen todt.) Rechnen wir durchschnittlich auf jede Frau 3 Wochenbetten, so wird die davon herrührende Sterblichkeit für sie drei Mal grösser sein, also etwa wie 1 zu 67. Die Gefahr, im Wochenbett zu sterben, ist jedoch nach den verschiedenen Altern und Verhältnissen sehr verschieden. Sie lässt sich auf folgende Weise klassificiren:

Grössere Gefahr. Erste Niederkunft.
Mittlere „ Niederkunft nach früher gefahrvollen.
Geringere „ Niederkunft nach früher glücklichen.

Was das Alter der Wöchnerin betrifft, so ist die grössere oder geringere Gefahr dadurch bedingt. Die grössere Gefahr der ersten Niederkunft wird durch das Alter von 15—20 und 30 aufwärts erhöht. Im Allgemeinen ist die Sterblichkeit viel grösser für die Altersklassen von 15—25, als für diejenigen von 25—35. Ein langer Zeitraum zwischen den Wochenbetten erhöht die Gefahr. Viele und rasch aufeinander folgende Wochenbetten erhöhen zwar nicht dieselbe, aber beeinträchtigen dennoch die Lebensdauer.

Der Tod von Cholera hat den Lebensversicherungs-

banken in Europa und Amerika mehrmals erhebliche Verluste gebracht (vergl. oben), und dieses besonders, weil sie in den Grossstädten, welche im Allgemeinen am meisten von dieser Epidemie heimgesucht werden, ein verhältnissmässig grosses Geschäft haben. Asien, als die Wiege dieser Epidemie, hat besonders darunter gelitten, Europa viel weniger. Man hat berechnet, dass an der Cholera starb

in	Arabien	1	von	je	3	Einwohnern.
„	Hindostan	1	„	„	6	„
„	Persien	1	„	„	6	„
„	Palästina	1	„	„	10	„
„	Russland	1	„	„	20	„
„	Frankreich	1	„	„	150	„
„	Oesterreich	1	„	„	200	„

In den 11 Cholerajahren: 1831, 32, 37, 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54 und 55 starben in Preussen im Ganzen 223,707 an der Cholera, mithin pro Jahr 20,337. Es kam demnach jährlich im Durchschnitt 1 Cholerasterbefall auf je $743_{,5}$ Einwohner.

Die landläufige Annahme, dass die Cholera nach und nach an Tödtlichkeit abnimmt, hat sich besonders durch die Intensität dieser Krankheit in Deutschland im Jahre 1866 als irrig gezeigt. Der Sterblichkeitsgrad in den europäischen Städten 1865—67 geht aus folgenden Zahlen hervor. Es kam in

London	1	Cholerasterbefall	auf	je	$555_{,55}$	Einwohner.
Paris	1	„	„	„	$280_{,57}$	„
Liverpool	1	„	„	„	$277_{,77}$	„
Liegnitz	1	„	„	„	$255_{,60}$	„
Amsterdam	1	„	„	„	$238_{,09}$	„
Wien	1	„	„	„	$196_{,08}$	„
Neapel	1	„	„	„	$192_{,31}$	„
Oppeln	1	„	„	„	$108_{,08}$	„
Berlin	1	„	„	„	$93_{,58}$	„
Breslau	1	„	„	„	$64_{,94}$	„
Brüssel	1	„	„	„	$60_{,97}$	„
Utrecht	1	„	„	„	$36_{,90}$	„

Die Sterblichkeit in Utrecht war demnach etwa 15 Mal und in Berlin etwa 6 Mal grösser, als in London. Nehmen wir die Sterblichkeit in London und Utrecht als das respective mittlere Minimum und Maximum an, so ergiebt sich, dass die mittlere Sterblichkeit von Cholera in den Städten ist wie 1 zu 296,23. Nach Hirsch war die mittlere Sterblichkeit während 10 Cholerajahren in Berlin 44,78 Todesfälle auf je 10,000 Einwohner, mithin 1 Todesfall auf je 225,78 Einwohner.

Was die relative Zahl der Sterbefälle von Cholera in den verschiedenen Altersklassen betrifft, so ist sie am grössten in den niedrigsten und höchsten Altersklassen, vor dem 15. und nach dem 70. Lebensjahre; von 15—30 und von 50—70 tritt die mittlere, und von 30—50 die geringste Sterblichkeit ein. Unter Frauen von 20—30 Jahren ist die Sterblichkeit bedeutend höher, als unter Männern im gleichen Alter.

Nach Bernay's Beobachtungen hatte Cöln (1867) 433 Cholerasterbefälle. Auf die Altersklasse von

0— 5	Jahren	kamen	davon	22,40	%.
20—30	„	„	„	10,16	„
30—40	„	„	„	15,00	„
40—50	„	„	„	14,32	„

Nach der Erfahrung der Gothaer Bank vertheilte sich die Cholerasterblichkeit in derselben 1866 wie folgt:

Altersklasse.	Sterblichkeit pro Mille.
15—30	3,49
31—40	1,15
41—50	2,56
51—60	3,60
61—70	3,08
71—80	10,79
81—90	31,85

Der plötzliche Tod, welcher in mehr als einer Hinsicht den Lebensversicherungsbanken unangenehm ist, besonders weil zuweilen Selbstmord unter dieser Form an-

gezeigt wird, beträgt nur zwei Drittel Procent von allen Todesfällen. Die Gefahr, plötzlich zu sterben, ist so ziemlich gleich in allen Altern, bei Frauen aber bedeutend geringer als bei Männern, etwa wie 10 zu 18. Granville fand bei 92,774 plötzlichen Todesfällen, dass

39,321 waren herbeigeführt durch Apoplexie,
35,975 „ „ „ Paralysis und
17,478 „ „ „ verschiedene Ursachen.

Geistige Beschäftigung, besonders eine angestrengte, disponirt viel mehr zu dem plötzlichen Tod durch Paralysis, als mechanische und materielle.

Von den gewaltsamen Todesursachen ist der Tod im Kriege bereits früher erörtert worden, und der mit ihm verwandte Tod im Duell kann hier unberührt bleiben, einerseits, weil er leicht zu constatiren ist, und andererseits, weil er von den Lebensversicherungsbanken höchstens mit der Prämienreserve honorirt wird.

Der Tod durch Unglücksfall beträgt 1—2% von allen Todesfällen, und auf 1 Tod durch Unfall kommen etwa 140 Verletzungsfälle aller Art. Der Grad dieser Art Sterblichkeit ist in verschiedenen Ländern sehr verschieden. Es verunglückten jährlich

Land.		Tödtliche Unfälle.	Auf 1 Million Lebende.
Frankreich	(1854—60)	9997	277
Sachsen	(1861)	619	278
Preussen	(1861—64)	7456	397
England	(1858—61)	12938	682

Die Gefahr, durch Unglücksfall zu sterben, ist demnach 72% grösser in England, als in Preussen, und 43% grösser hier, als in Sachsen oder Frankreich.

Es verunglücken verhältnissmässig mehr Männer als Frauen, mehr Kinder als Erwachsene. In Schweden hatte man 1862 z. B. folgende Zahl Todesfälle durch

Ertrinken 945, davon Kinder unter 10 Jahren 229
Verbrennen 162, „ „ „ 9 „ 120
Ersticken 178, „ „ „ 2 „ 173

Die vereinzelten Todesfälle durch Unglück, so wie diejenigen, welche in beschränkter Zahl durch die Natur oder gewisse Beschäftigungen herbeigeführt werden, sind in der Menge annäherungsweise berechenbar. Anders verhält es sich mit den Massenverunglückungen, die durch ausserordentliche Naturereignisse oder besondere Umstände verursacht werden; denn die sind eben so unberechenbar, wie die ausserordentlichen Epidemien und Kriege. Zu der ersten Categorie gehören: unabsichtliches Ertrinken, Ersticken, Vergiften, Verbrennen, Erfrieren, Reiseunfall, Tod durch Ueberfahren, Blitzschlag, Biss toller Thiere, Fahrlässigkeit u. s. w.; ferner Grubenunfall, Eisenbahnunfall, Dampfkesselexplosion u. s. w. Zu der letzteren Categorie rechnen wir: ausserordentliches Erdbeben, grosse Ueberschwemmung, furchtbare Orkane, entsetzliche Winterkälte, Hungersnoth, plötzlicher Einsturz oder Feuersbrunst von Kirchen und Theatergebäuden, Ereignisse, von denen ein jedes in wenigen Augenblicken Tausende von Menschenleben zerstören kann.

Es ist eine viel verbreitete Meinung, dass der Verkehr auf Schiffen und Eisenbahnen viel mehr Unglücksfälle mit tödtlichem Ausgang herbeiführt, als der städtische und häusliche Verkehr. Diese Ansicht ist aber ganz irrig, denn das Verhältniss ist gerade umgekehrt. Es starben z. B. in England 1862 2767 Personen durch Verbrennen und 262 durch unabsichtliche Vergiftung; dagegen nur 35 durch den Eisenbahnverkehr. Ja, so auffallend es auch erscheinen muss, so ist es nichtsdestoweniger erwiesene Thatsache, dass die Zahl der in demselben Jahre durch Melancholie Gestorbenen die Zahl der auf Eisenbahnen Verunglückten um mehr als 25% überstieg; jene Zahl war nämlich 44.

Es ist statistisch nachgewiesen, dass in London City alljährlich durch Wagen und Pferde vier Mal so viel Menschen verunglücken, als auf sämmtlichen Eisenbahnen in ganz England. Selbst in dem fahrlässigen Nordamerika war die jährliche Zahl der durch den Dampfschiffverkehr verunglückten Todten in den Jahren 1853—65 nur 437,8.

Die jährliche Zahl der durch Eisenbahnverkehr Getödteten und Verwundeten war in

		Getödtete.	Verwundete.
Deutschland	(1861)	5	13
England	(1860—66)	$42,_{4}$	645
Nord-Amerika	(1853—65)	$187,_{5}$	$680,_{9}$

Die relative Todesgefahr der Eisenbahnreisenden in den verschiedenen Staaten zeigt die folgende Tabelle.

Staat.	1 Person getödtet auf je		1 Person verwundet auf je	
Preussen	21,411,488	Passag.	3,892,998	Passag.
Baden	17,514,977	„	1,154,311	„
Ganz Deutschland	12,100,000	„	4,653,846	„
Belgien	8,861,804	„	2,000,000	„
Oesterreich	2,400,000	„	?	
Frankreich	1,955,555	„	496,551	„
England	1,256,290	„	311,345	„

Demnach ist die Gefahr, auf Eisenbahnen getödtet zu werden, etwa 17 Mal grösser in England, als in Preussen.

Während die Verwundungen grösstentheils durch unvorbeugbare Ereignisse herrühren, sind die Todesfälle dagegen häufig durch eigene Schuld oder absichtlich herbeigeführt. In England hatte man (1860—66) pro Jahr:

	im Ganzen.	durch eigene Schuld.
Getödtet	$42,_{4}$	$18,_{3}$
Verwundet	645	$6,_{7}$

Die Unglücksfälle unter dem Eisenbahnpersonal selbst sind an Zahl den Unglücksfällen unter den Passagieren weit überlegen*). In den 10 Jahren 1854—64 hatten die deutschen Bahnen durchschnittlich pro Jahr:

	Getödtet.	Verwundet.
Zugdienstleute	$13,_{2}$	$21,_{1}$
Locomotivpersonal	$3,_{9}$	$9,_{0}$
Bahnbewachung	$9,_{1}$	$7,_{2}$
Bahnvorsteher	$1,_{1}$	$1,_{1}$
Total	$27,_{3}$	$38,_{4}$

*) Wegen Sterblichkeit und Invalidität des Eisenbahnpersonals ist besonders auf Dr. Wiegand's verdienstvolle Arbeiten hinzuweisen.

Da das ganze Bahnpersonal 153,521 Köpfe zählte, so kamen also auf je 10,000 Mann jährlich $1,_{78}$ Getödtete und $2,_{50}$ Verwundete.

Der Tod durch Unfall in den Bergwerken ist zwar sehr gering im Verhältniss zu den gesammten in der Bevölkerung vorkommenden tödtlichen Unglücksfällen, aber dennoch verhältnissmässig etwa 15 Mal grösser, als unter dem Bahnpersonal.

In den gesammten preussischen Knappschaftsvereinen kamen im Jahre 1864 auf 141,047 Mitglieder 373 Todesfälle durch Verunglückung, mithin $26,_{4}$ auf je 10,000 Mann. In den grossbritanischen Gruben kamen in den 10 Jahren 1856—65 durchschnittlich $99,_{16}$ tödtliche Unglücksfälle pro Jahr vor, davon etwa 20 durch Gasexplosion, 40 durch Grubeneinsturz und 17 durch Schachtenunfall.

Durch Blitzschlag wurden getödtet in

		Im Ganzen.	Jährlich.
Schweden	(1851—55)	62 Personen	$12,_{4}$ Personen
Frankreich	(1835—63)	2238 "	$79,_{94}$ "
England	(1852—65)	242 "	$17,_{28}$ "

Im Verhältniss zur Einwohnerzahl ist demnach die Gefahr, durch Blitzschlag getödtet zu werden, resp. 4 und 2 Mal grösser in Schweden und Frankreich, als in England.

Die Gefahr, durch Mord oder Todtschlag zu sterben, lässt sich schwerlich genau bestimmen, da sehr viele Todesfälle dieser Art nicht als solche recognoscirt werden. Die zahlreichen Kindermorde bilden eine besondere Categorie, die aber für die Lebensversicherung von keinem Interesse ist. Nach officiellen Berichten hatte man folgende jährliche Zahl von Mord, Raubmord und Todtschlag in

Preussen	(1818—54)	18
Grossbritanien	(1858—63)	87
Russland	(1863)	1181

Wenn wir schätzungsweise annehmen, dass ein Viertel der durch Mord oder Todtschlag erfolgten Sterbefälle nicht

als solche, sondern als tödtliche Unglücksfälle registrirt wird, dass mithin die angegebene Zahl um $33^1/_3$% erhöht werden muss, um den wirklichen Thatbestand auszudrücken, so ergiebt sich folgende Wahrscheinlichkeit für jene furchtbare Todesart:

Preussen	0,000060
Grossbritanien	0,000193
Russland	0,000777

Das heisst, auf eine Million Todesfälle kommen in Preussen 60, in Grossbritanien 193 und in Russland 777 Todtschlag oder Mord*).

Die Zahl der gerichtlichen Todesfälle, d. h. durch Hinrichtung erfolgten, ist so verschwindend klein, dass nur wenige Anstalten in die Lage kommen, dieserhalb eine Police nicht zu zahlen. Es erfolgten jährlich in

Preussen	(1818—60)	9	Hinrichtungen.
Frankreich	(1863)	11	„
Grossbritanien	(1858—63)	19	„

Da die Todesstrafe in einigen Ländern abgeschafft wird, indem man dieselbe in lebenslängliche Zuchthausstrafe umwandelt, so kommt dasjenige, was im dritten Capitel über die Sterblichkeit durch Entziehung der persönlichen Freiheit gesagt worden ist, gleichfalls hier zur Anwendung.

Eine ganz bedeutende Rolle in der Lebensversicherung spielen die Todesfälle durch direkten oder indirekten Selbstmord. Die indirekten durch ausschweifende Lebensweise und Trunkenheit sind die weitaus gefährlichsten, da sie einerseits schwer zu constatiren sind, andererseits die Basis für die verbrecherische „Seelenverkäuferei“ abgeben. In Russland kommen verhältnissmässig die meisten Todesfälle durch Trunkenheit vor, während das Verhältniss in dem wegen Trunkenheit so sehr verschrieenen Schweden im Allgemeinen günstiger ist. Doch

*) Die Zahl in Russland nach Michel.

muss hier bemerkt werden, dass Stockholm das traurigste Resultat liefert und gewiss mit Recht Bacchi Residenz genannt werden kann. Die jährliche Zahl der Todesfälle durch Trunkenheit*) war in

Schweden	(1851—55)	59,8
Russland	(1863)	2790
England	(1862)	471
Stockholm	(1851—55)	18

Von 100,000 Todesfällen waren demnach in

Schweden	78	durch	Trunkenheit	erfolgt
England	108	„	„	„
Russland	138	„	„	„
Stockholm	422	„	„	„

Die direkten Selbstmordfälle sind bedeutend an Zahl und mehren sich von Jahr zu Jahr. Von je 10,000 Sterbefällen war die folgende Zahl registrirte Selbstmorde:

	Auf je 10,000 Sterbefälle:	
Belgien	20	Selbstmorde
Bayern	21	„
Oesterreich	23	„
Schweden	33	„
Würtemberg	34	„
Preussen	43	„
Frankreich	52	„
Hannover	58	„
Norwegen	60	„
Sachsen	93	„
Dänemark	125	„

Die relative Zahl der factisch erfolgten Selbstmordfälle in den respectiven Staaten dürfte jedoch bedeutend grösser sein, da manche Selbstmörder der besseren Volksklassen aus Humanitätsrücksichten als natürlich Gestorbene, andere aber aus Mangel an Nachweis als tödtlich

---

*) Schweden, England und Stockholm nach officiellen Daten, Russland nach Michel.

Verunglückte registrirt werden. Die Lebensversicherungsbanken, welche auf die Ermittelung der wirklichen Todesart ihrer Mitglieder viel Gewicht legen, liefern wenigstens weit traurigere Resultate. Nach Walford hatte eine englische Gesellschaft unter 330 Todesfällen 11 Selbstmorde, nach Hopf die Gothaer Bank unter 8827 Todesfällen 172, und nach Malmsten die schwedische Scandia unter 121 Todesfällen 6 Selbstmorde, also resp. $3_{,33}$, $1_{,95}$ und $4_{,96}$ Procent, während sie nach der officiellen Statistik der preussischen Bevölkerung nur $0_{,43}$, nach derjenigen der schwedischen nur $0_{,33}$ Procent beträgt!

Die relative Zahl der Selbstmordfälle differirt nicht allein nach Nation oder Staat, sondern auch nach Religion, Stand, Geschlecht, Alter, Jahreszeit, Entleibungsart und Motiven.

In Preussen kamen innerhalb 2 Jahren unter je

1 Million	Protestanten	153	Selbstmorde	vor.
1 „	Juden	51	„	„
1 „	Katholiken	47	„	„

In dem vorwiegend protestantischen Berlin und in dem vorwiegend katholischen Wien war das Resultat im Jahre 1862 wie folgt. Es kamen auf je

100,000 Berliner	$27_{,94}$	Selbstmorde	vor.
100,000 Wiener	$12_{,24}$	„	„

Im Militairstande kommen verhältnissmässig viel mehr Selbstmordfälle vor, als unter der civilen männlichen Bevölkerung. Nach Wagner war das Verhältniss in

			Civil.		Militair.
Sachsen	(1847—58)	wie	100	zu	177.
Würtemberg	(1846—50)	„	100	„	192.
Frankreich	(1856—60)	„	100	„	253.
Preussen	(1849)	„	100	„	293.
Schweden	(1851—55)	„	100	„	423.
Oesterreich	(1851—57)	„	100	„	643.

Es entleiben sich verhältnissmässig viel mehr Männer als Frauen. In ganz Europa ist das Verhält-

niss etwa wie 3 zu 1. In den Altersklassen vor dem 15. Lebensjahre ist die Zahl der Selbstmorde sehr gering; sie *steigt mit dem zunehmenden Alter*. Nach *Kolb* hatte man 1849—58 in Frankreich folgende Zahl von Selbstmorden unter je 100,000 Menschen jeder Altersklasse:

Altersklassen.	Männer.	Frauen.
5—30	12,1	5,4
30—40	35,7	10,7
40—50	50,9	14,5
50—60	67,0	17,5
60—70	73,4	22,0
70—80	78,8	23,5
80—100	69,3	23,5

Man hat gefunden, dass die Jahreszeit, in welcher die wenigsten *natürlichen* Sterbefälle vorkommen, gerade diejenige ist, in welcher die meisten *unnatürlichen* (Selbstmordfälle) vorkommen und umgekehrt. In dem kälteren Winterhalbjahr entleibt sich die geringere, in dem wärmeren Sommerhalbjahr die grössere Zahl von Selbstmördern. Unter je 1000 Selbstmordfällen pro Jahr war das Verhältniss wie folgt:

Semester	Belgien. (1841—49)	Oesterreich. (1851—54)	Dänemark. (1851—56)
October—März	417	380	390
April—September	583	620	610

Man hat den Grund zu diesem Unterschied in der verschiedenen *Tageslänge* gesucht, eine Erklärung, die so gut wie keine ist. Nach meiner Ansicht liegt der Grund wesentlich darin, erstens, weil das Winterhalbjahr für die *Gemüthskranken* viel mehr wohlthuende Zerstreuung darbietet, als das Sommerhalbjahr, und zweitens, weil der übermässige Genuss geistiger Getränke bei den der Trunkenheit ergebenen Personen beim Eintritt der wärmeren Temperatur im April und Mai viel schädlicher auf den physischen und psychischen Zustand derselben wirkt, als die kühlere Jahreszeit. Die Bedeutung dieser zwei Momente wird um so mehr einleuchtend sein, wenn man erinnert, dass z. B. etwa 20 Procent der männlichen Selbstmörder

(nach Kayser) Trunkenbolde sind, und dass etwa 40 Procent aller Selbstmorde aus Gemüthskrankheit hervorgehen.

Was die Entleibungsart betrifft, so kommt das Erhängen, Ertränken und Erschiessen vorwiegend bei Männern, das Erhängen, Ertränken und Vergiften bei Weibern vor; die übrigen Entleibungsarten sind weit seltener. Im Königreich Sachsen war das relative Verhältniss der verschiedenen Entleibungsarten in der Periode 1859—63, wie folgt:

	Procent.	
	Männer.	Frauen.
Erhängen	70,81	46,86
Ertränken	15,97	46,20
Erschiessen	8,12	0,00

Die vorwiegenden Entleibungsarten sind jedoch an verschiedenen Orten sehr verschieden. Nach Jopling erfolgten in Paris 32 Procent aller Selbstmordfälle durch Ertränken, dagegen in London nur 10 Procent. In dieser Stadt erfolgten 38 Procent durch Erhängen, dagegen in Paris nur 13 Procent. Die männlichen Selbstmörder au. den bessern Ständen entleiben sich vorwiegend durch Erschiessen. Unter den Selbstmördern der Gothaei Bank kamen (1829—62) gegen 35 Procent allein auf diese Entleibungsart.

Die Selbstmordmotive sind vorwiegend: Gemüthskrankheiten, Furcht und Scham wegen Vergehen und Nahrungssorgen. Eifersucht und Liebe bewirken sehr wenige Selbstmorde. Das relative Verhältniss der Selbstmordmotive in der Gothaer Bank (vorwiegend Männer) war folgendes:

Motive.	Procent.
Schwermuth und Geistesverwirrung	31,98
Nahrungssorgen und derangirte Verhältnisse	22,09
Kassendefraudation	15,70
Vergehen	6,98
Häuslicher Kummer und ehelicher Zwist	2,91
Misslingen geschäftlicher Unternehmungen	2,91
Körperleiden	2,33

Verluste im Spiel	$1,_{74}$
Dienstliche Verdriesslichkeiten	$1,_{16}$
Lebensüberdruss	$1,_{16}$
Nicht zu ermitteln	$8,_{14}$

Die übrigen Motive waren alle nur etwa $^1/_2$ Procent, darunter verschmähte Liebe und Eifersucht mit $0,_{58}$.

VIERZEHNTES CAPITEL.

Die geschichtliche Bewegung und das Uebermaass der Lebensdauer.

Der statistische Fundamentalsatz: „die Lebensdauer ist in Zunahme begriffen“ (vergl. Cap. 10, p. 103) ist ein eingewurzelter Irrthum, welcher in der Lebensversicherung die niedrigsten Prämiensätze zu rechtfertigen schien und zu falschen Hoffnungen für das Zukunftsgeschäft führte. Zur Begründung der Richtigkeit jenes Satzes wurde hervorgehoben: die Abnahme der Intensität der Epidemien, die bessere ärztliche Pflege und der Fortschritt in der medicinischen Wissenschaft, die allgemeine Zunahme des Wohlstandes, die grössere Reinlichkeit in den grossen Städten u. s. w., und als Beweis lieferte man verschiedene Rechnungsresultate. Griffith Davies fand z. B., dass die Sterblichkeit in England von 1720—1820 beinahe auf die Hälfte reducirt war! Von der nämlichen Zahl Lebender war gestorben:

1720—30	106	1800—1805	70
1740—50	92	1805—1810	66
1760—70	84	1810—1815	61
1780—90	79	1815—1820	62

In mehreren officiellstatistischen Berichten äusserte man seine Zufriedenheit mit der periodischen Abnahme der Sterblichkeit und der Zunahme der Lebensdauer der respectiven Bevölkerung, da man bei der gewöhnlichen

Ermittelungsmethode, die jährliche Zahl der Todesfälle in die Zahl der Gesammtbevölkerung zu dividiren, gefunden hatte, dass der Quotient in den letzteren Perioden um eine Kleinigkeit grösser ausgefallen war.

Gegenüber den oben angeführten Momenten zur Begründung der Zunahme der Lebensdauer lässt sich allerdings einwenden, dass die Choleraepidemie in den Jahren 1865 bis 1867 viel intensiver auftrat, als in den meisten vorhergehenden Cholerajahren; dass man heute eben so wenig ein Heilmittel gegen jene verheerende Krankheit weiss, als vor 40 Jahren; dass neben der Zunahme des Wohlstandes auch die Zunahme des Proletariats erscheint und dass die grössere Reinlichkeit in den Grossstädten durch die zunehmende Sitte, die epidemische Krankheiten verbreitenden Privets in den Wohnungen selbst zu placiren, zum Theile paralysirt wird. Ausserdem können eine Menge andere Momente hervorgehoben werden, welche die Zunahme der Sterblichkeit oder die Abnahme der Lebensdauer begründen. Diese sind folgende:

1. Die Sterblichkeit ist grösser in den Städten, als auf dem Lande. Die städtische Bevölkerung ist aber verhältnissmässig mehr zunehmend, als die des Landes, folglich muss die Sterblichkeit in Zunahme begriffen sein.

In Preussen war die Vermehrung

	der Stadtbevölkerung.			der Landbevölkerung.		
1849—58	925,321	oder	$21,_4$ $^0/_0$.	483,405	oder	$4^0/_0$.
1859—61	375,718	„	$7,_1$ „	375,589	„	3 „

2. Die Sterblichkeit unter den Fabrikarbeitern ist weit grösser, als in der übrigen Bevölkerung. Das Fabrikwesen ist aber in allen Ländern in starker Zunahme begriffen, folglich muss die Sterblichkeit in Zunahme begriffen sein.

In Preussen war die Vermehrung von Dampfmaschinen wie folgt:

1837	waren in Thätigkeit	423	(7,513	Pferdekraft).
1852	„ „ „	2832	(92,462	„).
1860	„ „ „	8685	(365,631	„).

3. Die Sterblichkeit unter dem Militair ist grösser, als unter der übrigen Bevölkerung. Die Soldatenzahl ist aber in allen Staaten stark zunehmend, folglich muss die Sterblichkeit in Zunahme begriffen sein.

In Preussen zählte die Armee

1740	100,000	Mann	(Kriegsfuss).
1806	120,000	„	(Kriegsfuss).
1815	135,000	„	(Kriegsfuss).
1860	212,000	„	(Friedensfuss).
1869	250,000	„	(Friedensfuss).

4. Die mit so grosser Sterblichkeit behafteten unehelichen Kinder sind an Zahl in Zunahme begriffen, folglich muss die Sterblichkeit auch in Zunahme begriffen sein.

In Oesterreich hatte man z. B.

	Eheliche Geburten.	Uneheliche Geburten.
1856	1,192,563	115,084
1857	1,287,957	147,094
1858	1,265,969	152,067

5. Die zunehmende Sitte der Mütter, ihre Kinder nicht zu stillen, sondern künstlich zu nähren, wovon Schwäche und Kränklichkeit die Folge ist, erhöht die Sterblichkeit; folglich muss dieselbe in Zunahme begriffen sein.

In England betrug die Sterblichkeit der Kinder unter 5 Jahren:

1850	$6_{,75}$	Proc.	von	der	lebenden	männlichen	Bevölkerung.
1851	$7_{,25}$	„	„	„	„	„	„
1852	$7_{,50}$	„	„	„	„	„	„

6. Die Selbstmorde und tödtlichen Unglücksfälle sind in starker Zunahme, folglich muss die Sterblichkeit auch zunehmen.

In England hatte man

1851	13,559	gewaltsame	Todesfälle.
1852	14,475	„	„
1853	14,812	„	„

7. Einen indirekten Beweis der abnehmenden Lebensdauer, resp. zunehmenden Sterblichkeit liefern die jährlichen Rekrutenaushebungen, bei welchen die Zahl der Unbrauchbaren ausserordentlich gross und im Steigen begriffen ist.

In Sachsen wurden von den Ausgehobenen als ganz untauglich zurückgestellt: 1834 $31{,}_{72}$ %, 1838 37 %, 1842 $39{,}_{08}$ %, 1846 $40{,}_{16}$ %, 1850 $46{,}_{88}$ % und 1854 $52{,}_{28}$ %.

8. Endlich sind die zunehmende, für die Gesundheit so schädliche Verfälschung der Lebensmittel, das überhandnehmende Trinken von starkem Biere und die allgemeine Verbreitung syphilitischen Giftes Momente, welche für die Lebensdauer sehr beeinträchtigend sein müssen.

Aber auch sorgfältige statistische Ermittelungen über die Lebensdauer beweisen, dass dieselbe seit den 30er Jahren des gegenwärtigen Jahrhunderts in Abnahme begriffen ist.

Legoyt berechnete für Frankreich die mittlere Lebensdauer nach Altersklassen, wie folgt:

Periode.	Altersklassen. 20				40				60			
1835—39	37	J.	3	M.	26	J.	1	M.	13	J.	7	M.
1840—44	36	„	5	„	25	„	10	„	13	„	7	„
1845—49	36	„	5	„	25	„	3	„	13	„	3	„
1850—54	36	„	11	„	25	„	2	„	13	„	3	„
1855—59	36	„	—	„	25	„	2	„	12	„	11	„

Engel berechnete das Durchschnittsalter der in Preussen Gestorbenen und gelangte zu den folgenden Resultaten:

	Männer.		Frauen.		Beide.	
1821—30	$38{,}_{01}$	Jahre	$38{,}_{76}$	Jahre	$38{,}_{37}$	Jahre.
1831—40	$36{,}_{83}$	„	$37{,}_{64}$	„	$37{,}_{28}$	„
1841—50	$35{,}_{85}$	„	$36{,}_{89}$	„	$36{,}_{37}$	„
1851—60	$35{,}_{14}$	„	$36{,}_{69}$	„	$35{,}_{91}$	„

Ein noch zuverlässigeres Resultat liefert die Sterblichkeit in den englischen Gesellschaften „Friendly Societies“

für die zwei Perioden von 1836—1840 nach **Neison** und von 1846—1850 nach **Finlaison.**

Sterblichkeit der Altersklassen in Procenten.

Alter.	26—30	31—35	36—40	41—45	46—50	51—55
1836—40	0,73	0,80	0,39	1,04	1,29	1,70
1846—50	0,75	0,80	0,95	1,13	1,37	1,77
Alter.	**56—60**	**61—65**	**66—70**	**71—75**	**76—80**	**81—85**
1836—40	2,24	3,05	4,62	6,85	8,84	11,97
1846—50	2,45	3,12	4,75	6,70	10,82	15,81

Die Zunahme der Sterblichkeit ist evident und für die zwei höchsten Altersklassen nicht unbedeutend. Ein gleiches Resultat stellt sich heraus beim Vergleich der Sterblichkeit in den zwei grossen Lebensversicherungsgesellschaften, der Equitable und der Gothaer Bank:

		71—75	76—80	81—85
Equitable	1762—1829	7,89	11,18	17,97
Gothaer	1829—1862	9,79	11,74	21,08

Wenn auch die neueste Sterblichkeitstabelle aus Erfahrung 20 englischer Gesellschaften im Vergleiche mit der älteren Tabelle der 17 Gesellschaften eine geringere Sterblichkeit zeigt, so werden die obigen Beweise dadurch keineswegs widerlegt, da nicht allein die Beobachtungssphäre beider Tafeln eine andere war, sondern auch die Sterblichkeitsableitung nach verschiedenen Principien stattfand.

Es ist aus alle dem mit Sicherheit zu schliessen, dass die Lebensdauer in Abnahme begriffen ist, und dieser Schluss ist vollständig im Einklange mit der Thatsache, dass die jetzige Generation im Vergleiche mit der vorhergegangenen sowohl im Genuss, als in geschäftlicher Thätigkeit eine schnellere Pulsirung des Lebens offenbart und demnach naturgemäss den Lebensfaden schneller abwickelt.

Die Frage, ob die Lebensdauer seit Jahrtausenden in Abnahme oder in Zunahme oder im Beharrungszustande sich befindet, worüber so viel pro und contra geschrieben,

lässt sich, meiner Ansicht nach, sehr leicht entscheiden. Die Astronomie lehrt, dass die Weltkörper vom Anfange an weit grösser oder ausgedehnter gewesen, dass sie durch den Abkühlungsprocess nach und nach kleiner geworden sind. Die Geologie lehrt, dass die organischen Körper der früheren Entwickelungsperioden der Erde grösser gewesen sind, als in der unserigen. Ferner lehrt die Naturgeschichte, dass je grösser der thierische Organismus, je länger die Lebensdauer desselben; der Elephant lebt 200 Jahre, der Walfisch weit über 100 Jahre, das Kameel 40, der Ochs 20, der Hund 10 Jahre. Hieraus scheint es naturgemäss zu sein, dass die Menschen der antediluvianischen Periode grösser waren und demnach auch länger gelebt haben, als die der jetzigen Entwickelungsperiode. Die Geschichte bestätigt diese Annahme. Nicht allein unsere älteste geschichtliche Urkunde, die Genesis, sondern auch eine Menge griechischer Schriftsteller*) haben den Urmenschen ein tausendjähriges Alter beigelegt. Mit der Neubildung der Erde durch die Sündfluth sind zugleich die organischen Thiergebilde zum Theil umgestaltet oder modificirt, und der Mensch hat von nun an mit einem kleineren Körper und veränderter Lebensart (Fleischspeisen Gen. IX, 3) ein intensiveres Leben begonnen, wodurch die Lebensdauer naturgemäss nach und nach reducirt wurde. Während wir somit bei den antediluvianischen Menschen von Adam bis Noah eine Lebensdauer von 800 bis 900 Jahren antreffen, erreicht Sem nur 600, und unter seiner Nachkommenschaft sinkt die Lebensdauer allmählich herab bis 150 Jahre. Auf

---

*) Z. B. Berosus, Mochus, Hecatäus, Hesiodus u. a. m. Die Versuche, welche von dem Römer Varro an bis auf die jetzige Zeit durch Hensler gemacht sind, um das hohe Alter der antediluvianischen Menschen hinwegzudeuten, indem man die Jahre in Monate, resp. in Vierteljahre reducirte, sind höchst unbefriedigend. Dass der Verfasser der Genesis nicht Monats- oder Vierteljahre gemeint hat, geht aus der Thatsache hervor, dass er in der Sündfluthsgeschichte ausdrücklich den 1., 2. und 7. Monat des Jahres, so wie den 1., 17. und 27. Tag des Monats erwähnt (vergl. Gen. VII. 11 und VIII. 4. 14). Auch nach Josephus sind es Sonnenjahre. Antiq. jud. l. I. c. III, 9.

diesem Stadium befinden sich die Abrahamiten*). Mit der Entwickelung der Civilisation und des Staatslebens, der Wissenschaft, der Industrie, der Grossstädte, der epidemischen Krankheiten u. s. w. sinkt die Lebensdauer unter seiner Nachkommenschaft bis auf 70 Jahre herab (David). Es ist eine viel verbreitete Meinung, dass die Lebensdauer mit der Zunahme der Civilisation steigt. Wenn man unter Civilisation die Heranbildung des Geistes zur Weisheit und Mässigkeit und zur Abwehr aller schädlichen Einflüsse versteht, so ist die Meinung richtig; wenn man aber unter Civilisation Grossstädte, Fabrikwesen, raffinirten Genuss und Luxus, Militairwesen und dergleichen Dinge mehr versteht, so habe ich oben Gelegenheit gehabt, das Gegentheil vielfach zu beweisen. Ich glaube demnach zu der Behauptung berechtigt zu sein, dass die Lebensdauer in den zwischen der Davidischen und der unserigen Zeit liegenden drei Jahrtausenden mässig abgenommen hat, und zwar mit vielen Fluctuationen, je nachdem Lebensart und Cultur wechselten. Je einfacher das Leben, je mehr Ackerbau und Landbevölkerung, desto grösser die Lebensdauer, je genussreicher und verfeinerter die Lebensart, je mehr Grossstädte, Militair- und Fabrikwesen, desto geringer die Lebensdauer.

Die vielen innern und äussern schädlichen Einflüsse, unter welchen die Menschen jetzt leben, bewirken bei den meisten ein künstlich frühzeitiges Altern und nur sehr wenige erreichen deswegen das natürliche Ziel. „Leider ist es das Schicksal unserer Generation“, sagt Hufeland,

---

*) Wenn Hufeland in seiner Makrobiotik, 8. Aufl., S. 118 sagt, „das Alter der Welt hat bisher noch keinen merklichen Einfluss auf das Alter der Menschen gehabt, man kann noch immer eben so alt werden, als zu Abrahams Zeiten und früher“, dann befindet er sich im Irrthum. Es können wohl in einer Familie noch heut zu Tage zwei Centenarier sein, und dieser oder jener bringt es zu 150 Jahren und darüber; man findet aber in unserm Zeitalter nie und nirgends eine Familie von 6 Personen, die alle Centenarier sind und die zusammen 876 Jahre durchleben, wie dies thatsächlich mit der Familie Abrahams der Fall war.

„dass oft schon die Sünden der Väter dem Embryo ein weit kürzeres stamen vitae mittheilen. Nehmen wir dazu noch das unzählige Heer von Krankheiten und andern Zufällen, die jetzt heimlich und öffentlich an unserm Leben nagen, so sieht man wohl, dass es jetzt schwerer als jemals ist, jenes Ziel zu erreichen, dessen die menschliche Natur wirklich fähig ist."

Welches ist nun das natürliche Ziel? Um diese Frage beantworten zu können, hat man seine Zuflucht zu der Analogie mit den Säugethieren genommen. Buffon hatte nämlich beobachtet, dass diese gewöhnlich sechs bis sieben Mal so lange leben, als die Zeit ihres Wachsthums. Er sagt: „Der Mensch, welcher in 14 Jahren wächst, lebt sechs bis sieben Mal so lange, das heisst neunzig oder hundert Jahre. Das Pferd, welches in vier Jahren sein Wachsthum vollendet, lebt sechs bis sieben Mal so lange, das heisst bis zwanzig oder dreissig Jahre" u. s. w. Hufeland lässt das Thier acht Mal länger leben, als es wächst, und da der Mensch nach seiner Ansicht 25 volle Jahre braucht, um sein vollkommenes Wachsthum und seine Ausbildung zu erreichen, so findet er das natürliche Altersziel des Menschen = 200 Jahre. In der neuesten Zeit hat Flourens folgende Berechnung gemacht:

Der Mensch	wächst	20	Jahre	und	lebt	5 × 20 = 100	Jahre.
Das Kameel	„	8	„	„	„	5 × 8 = 40	„
Das Pferd	„	5	„	„	„	5 × 5 = 25	„
Der Ochs	„	4	„	„	„	5 × 4 = 20	„
Der Löwe	„	4	„	„	„	5 × 4 = 20	„
Der Hund	„	2	„	„	„	5 × 2 = 10	„

So richtig diese Berechnung im Allgemeinen ist, so unrichtig scheint es mir, den Menschen als blosses Thier in die Rechnung zu ziehen. Das Thier lebt allein dem Naturtrieb nach und ist dem Einfluss der bösen Natur (Krankheiten, Wind und Wetter u. s. w.) rathlos ausgesetzt. Der Mensch aber soll ein kluges und weises Leben führen, durch Cultur und wahre Civilisation soll er die Natur beherrschen, allen Vortheil aus ihr schöpfen, während er

ihren nachtheiligen Einfluss lähmt oder mässigt. In seinem Geist hat der Mensch ein Lebensverlängerungsmittel, welches den Thieren gänzlich abgeht*). Und ich glaube desswegen, dass das natürliche Lebensziel des Menschen wenigstens um ein Fünftel weiter gerückt werden muss, und dass es demnach 120 Jahre beträgt**).

Dass der Mensch auch heut zu Tage dieses natürliche Ziel erreichen kann, bestätigen viele Fälle eines sehr hohen Alters, besonders unter den Landleuten, welche ein natürliches, mässiges, einfaches Leben führen. Ja bis auf die neueste Zeit kamen sogar Fälle vor, die weit über jenes Alter reichen und somit das Uebermaass der Lebensdauer repräsentiren. Eine Liste solcher Fälle lasse ich hier folgen. Zur Beleuchtung der geschichtlichen Bewegung der Lebensdauer des Menschen stelle ich zuerst Beispiele des hohen Lebensalters, sowohl aus der antediluvianischen, als aus der postdiluvianischen Periode nebenbei.

MAKROBIOTISCHE UEBERSICHT.

A. Antediluvianische oder Urmenschheit.

Methusalah	969	Jahre alt.
Jared	962	„ „
Noah	950	„ „
Adam	930	„ „
Seth	912	„ „
Kenan	910	„ „
Enos	905	„ „
Mahalaleel	895	„ „
Lamech	777	„ „

*) „So kann ein Wesen durch Hülfe der Cultur ein höheres Lebensziel erreichen, als es nach seiner natürlichen Lage und Bestimmung erhalten haben würde.“ Hufeland.

**) Es wird in der That auch in der Genesis VI. 3 so festgestellt.

Postdiluvianische Menschheit. B. Semiten.

Sem	600 Jahre alt.
Heber	464 „ „
Arpachschad	438 „ „
Salah	433 „ „
Peleg	239 „ „
Regu	239 „ „
Serug	230 „ „
Tharah	205 „ „
Nahor	148 „ „

C. Jüdischer Stamm.

Isaak	180 Jahre alt.
Abraham	175 „ „
Jacob	147 „ „
Ismael	137 „ „
Sarah	127 „ „
Moses	120 „ „
Elisa	115 „ „ ?
Joseph	110 „ „
Josua	110 „ „
Simeon	90 „ „

D. Griechen.

Epimenides von Creta	157 Jahre alt.
Demokritos	109 „ „
Gorgias	108 „ „
Zenon	100 „ „
Diogenes	90 „ „
Platon	81 „ „

E. Römer.

Arganthonius	120 Jahre alt.
Clodia	115 „ „
Hermippus	115 „ „

Lucceja	112	Jahre alt.
Copiola	105	„ „
Terentia, Cicero's Gemahlin	103	„ „
Sammula	100	„ „
Valer. Corvinus	100	„ „
Cato	90	„ „
Augustus	76	„ „

F. Europäer und Amerikaner der neueren Zeit, welche ein Alter von 207 bis 120 Jahren erreicht haben.

Thomas Carn, England, st. 1588	207	Jahre alt.
Ein Bauer zu Ekaterinoslaw, Russland, st. 1812	205	„ „
Peter Czorten, Ungarn, st. 1724	185	„ „
Ein Mulatt zu Friedrichstown, Nrdam., st. 1798	180	„ „
Louisa Truxo, Südamerika, st. 1780	175	„ „
Johann Room, Ungarn, st. 1741	172	„ „
Henrik Jenkins, England, st. 1670	169	„ „
William Edwards, England, st. 1668	168	„ „
Jonas Warren, Irland, st. 1787	167	„ „
Joseph Surington, Norwegen, st. 1797	159	„ „
Thomas Parr, England, st. 1635	152	„ „
Judith Crawford, Nordamerika	151	„ „
Marcus Aponius, Italien	150	„ „
Gräfin Desmond, Irland, st. 1612	148	„ „
William Mead, England, st. 1652	148	„ „
Jon Anderson, Schweden, st. 1729	147	„ „
Draakenberg, Dänemark, st. 1773	146	„ „
Effingham, England, st. 1757	144	„ „
Paiba, Nordamerika, st. 1782	142	„ „
William Leland, Irland, st. 1731	140	„ „
Lawrence, Shetlandsinseln	140	„ „
A. Goldsmidt, Frankreich	140	„ „
Evans, England, st. 1780	139	„ „
Fabkowski, Polen, st. 1822	138	„ „
Robertson, Schottland, st. 1793	137	„ „
Georg Wunder, Deutschland, st. 1761	136	„ „
Frau Thomson, Irland, st. 1796	135	„ „

Voigtländischer Bauer, Deutschland, st. 1672	135	Jahre	alt.
John Brockley, England, st. 1769	134	„	„
Jane Leeson, England,	132	„	„
George Vietz, Mähren, st. 1864	132	„	„
Gustav Holme, England, st. 1685	132	„	„
Sombyade, Ungarn, st. 1764	131	„	„
Elisabeth Taylor, England, st. 1763	131	„	„
John Taylor, Schottland, st. 1770	130	„	„
William M'Kein, Nordamerika, st. 1818	130	„	„
Pietro Mestanea, Spanien, st. 1743	130	„	„
Edglebert Hoff, Nordamerika, st. 1765	128	„	„
Frau Mayden, Frankreich, st. 1772	127	„	„
Owen Carollan, Irland, st. 1764	127	„	„
Athanasius Popp, Ungarn, st. 1869	126	„	„
Martha Preston, England, st. 1769	125	„	„
Klooster, Westfalen, st. 1785	125	„	„
Richard Dorner, Irland, st. 1850	125	„	„
Jacob Grasmay, Ungarn, st. 1740	125	„	„
Narodsky, Polen, st. 1814	125	„	„
David Ferguson, England, st. 1818	124	„	„
Augusta Gillett, Nordamerika, st. 1814	124	„	„
Alexander Nikforaw, Russland, st. 1811	124	„	„
Andreas Schmidt, Oberschlesien, st. 1753	124	„	„
Louis de Vertot, Frankreich, st. 1786	124	„	„
Andreas Debra, Italien, st. 1774	123	„	„
Peter Albrecht, Preussen, st. 1793	123	„	„
William Walker, England, st. 1736	123	„	„
Archibald Cameron, Schottland, st. 1791	122	„	„
George Delaney, Frankreich, st. 1769	122	„	„
Peter Sosnowsky, Russland, st. 1853	122	„	„
Mary Benton, England, st. 1853	122	„	„
William Bren, England, st. 1789	121	„	„
Thomas Cole, England, st. 1683	121	„	„
Hannibal Camoux, Frankreich, st. 1759	121	„	„
Charles Lange, Nordamerika, st. 1821	121	„	„
Sir Shepherd, England, st. 1765	121	„	„
Iwan Saporeschesky, Russland, st. 1845	120	„	„
Francis Monno, Spanien, st. 1767	120	„	„

Göran Douglas, Schweden, st. 1800	120 Jahre alt.
Thomas Gilbert, England, st. 1822	120 „ „
Haye, Holland, st. 1774	120 „ „
William Edin, Schottland, st. 1731	120 „ „
Daniel Aikin, Nordamerika, st. 1848	120 „ „
Guillaume Portell, Frankreich	120 „ „
Heyda Joseph, Preussen, st. 1823	120 „ „

Es sind hier authentische Beispiele genug, dass der Mensch in der neueren Zeit das natürliche Maass überschreiten kann. Allein aus der Menge dieser Beispiele im Verhältniss zu der angeführten aus der alten Zeit dürfen wir keineswegs auf die Zunahme der Lebensdauer schliessen. Die Alten haben nur das hohe Alter berühmter oder doch bekannter Persönlichkeiten registrirt, während wir alle solche Fälle der neueren oder der unserigen Zeit registriren. Dass die Menschen der neueren und neuesten Zeit nicht so alt werden, als die der alten, geht zur Evidenz hervor, wenn wir den Versuch machen wollen, aus den hervorragenden oder berühmten Männern und Frauen der neueren und neuesten Zeit einzelne hochbejahrte denen der Alten gegenüber zu stellen. Wir haben jetzt keinen einzigen Fürsten, resp. Gesetzgeber mehr, welcher wie Arganthonius und Moses 120 Jahre erlebt hat; keinen einzigen Dichter oder Philosophen, der wie Epimenides es zu 157 Jahren gebracht hat; keinen einzigen Staatsminister, resp. Feldherrn, welcher wie Joseph und Josua das 110. Lebensjahr erreichte; wir haben keine einzige Schauspielerin, die wie die Römerin Lucceja noch in ihrem 100. Lebensjahre auf der Bühne gespielt, keine Solotänzerin, die wie die Galeria Copiola in ihrem 104. Lebensjahre noch auftritt!*)

*) Vergl. Plin. hist. nat. lib. VII, c. XLIX, 5.

FÜNFZEHNTES CAPITEL.

Die Wahrscheinlichkeitslehre mit besonderer Rücksicht auf Lebensversicherungswesen.

Ebenso wie der Mensch ohne irgend welche Kenntniss der Logik häufig einen formell richtigen Vernunftschluss macht, so bezeichnet er oft ohne alle mathematische Kenntniss richtig das Eintreffen oder Nichteintreffen eines Ereignisses, indem er es mit dem respectiven Ausdruck sicher, gewiss, möglich, wahrscheinlich, unsicher, ungewiss, unmöglich, unwahrscheinlich bezeichnet. Das einfache Eintreffen eines Ereignisses, welches absolut sicher, gewiss oder unmöglich ist, schliesst an und für sich jedes Mehr oder Weniger aus und mithin jede Rechnung. Wenn z. B. in einer Urne nur 1 Thaler liegt, so ist es sicher oder gewiss, das nur 1 Thaler und zugleich unmöglich, dass 2, 3, 4 .... Thaler aus derselben gezogen werden können. Anders verhält es sich mit dem Eintreffen desjenigen Ereignisses, welches möglich, wahrscheinlich, ungewiss, unsicher, unwahrscheinlich ist; denn nicht allein bezeichnen diese Prädikate an und für sich verschiedene Stufen des Eintreffens, resp. des Nichteintreffens, sondern jeder für sich lässt sich weiter modificiren oder graduiren, welches grammatisch durch die Adverbien höchst, sehr, beinahe, nicht ausgedrückt wird, aber viel genauer und mannigfaltiger durch Zahlen oder algebraische Zeichen bestimmt werden kann. Nehmen wir z. B. an, dass in einer

Urne 1 weisse und 99 schwarze Kugeln sind, aus welcher eine gezogen werden soll, so sagen wir, dass das Ziehen der weissen Kugel zwar möglich, aber sehr ungewiss oder höchst unwahrscheinlich sei, weil eben viel mehr Gründe dagegen als dafür sprechen; andererseits sagen wir, dass das Ziehen einer schwarzen Kugel nicht allein möglich, sondern beinahe gewiss oder höchst wahrscheinlich sei, weil viel mehr Gründe dafür als dagegen sprechen. Mit Hülfe der Mathematik sind wir aber im Stande, den Grad der Wahrscheinlichkeit, welche für das Ziehen der weissen, resp. einer schwarzen Kugel vorhanden ist, genau zu bestimmen, indem wir das Verhältniss der Zahl der weissen, resp. der schwarzen Kugeln zu der Zahl aller vorhandenen Kugeln numerisch ausdrücken. Wir haben somit die Wahrscheinlichkeit, durch das Ziehen die weisse Kugel zu erlangen, wie 1 zu 100, da nämlich 100 Fälle (Kugeln) überhaupt möglich sind, 1 Fall (Kugel) aber nur für das Ziehen einer weissen günstig ist; andererseits haben wir die Wahrscheinlichkeit, durch das Ziehen eine schwarze zu erhalten, wie 99 zu 100, da nämlich unter den 100 Fällen (Kugeln), welche überhaupt möglich sind, 99 Fälle (Kugeln) für das Ziehen einer schwarzen günstig sind. Diejenige Wissenschaft, welche die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens, resp. Nichteintreffens der Ereignisse mathematisch feststellt oder berechnet, nennt man Wahrscheinlichkeitslehre oder Wahrscheinlichkeitsrechnung.

Dieselbe zerfällt in zwei Abtheilungen, nämlich:

1. Die Wahrscheinlichkeitslehre der überhaupt möglichen, unbekannten Fälle, die Methode der kleinsten Quadrate genannt, welche vornehmlich in den Naturwissenschaften zur Anwendung kommt, um den Werth irgend einer unbekannten Grösse zu ermitteln, respective Beobachtungsfehler auszugleichen oder auf ein Minimum zu reduciren.

2. Die Wahrscheinlichkeitslehre der überhaupt möglichen bekannten Fälle, welche vornehmlich

in der politischen Arithmetik zur Anwendung kommt, indem das Lotto, das Lotterieanlehen, das Versicherungswesen u. s. w. auf dieselbe basirt sind. Mit dieser letzteren Art haben wir hier lediglich zu thun, obschon die erstere bei Lösung verschiedener Fragen in der höheren Versicherungstechnik mit Nutzen angewendet wird*).

Ferner wird die Wahrscheinlichkeitslehre eingetheilt in a) die Vernunftwahrscheinlichkeitslehre und b) die empirische oder Erfahrungswahrscheinlichkeitslehre. Die erstere stützt sich lediglich auf Gründe, die letztere nur auf Erfahrungsresultate. Hierher gehören z. B. die Mortalitätstafeln.

Die mathematische Wahrscheinlichkeit als Verhältniss der günstigen, resp. ungünstigen Fälle zu allen, innerhalb eines gegebenen begränzten Cyclus oder Reihe möglichen Fällen findet ihren Ausdruck in einem ächten Bruche, dessen Zähler die Anzahl der günstigen, resp. ungünstigen Fälle, und dessen Nenner die Anzahl aller möglichen Fälle bezeichnet. Nennen wir die günstigsten Fälle m, die ungünstigen n, so ist $m+n$ die Summe aller möglichen Fälle und

$$\frac{m}{m+n}$$

die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines günstigen Falls oder schlechtweg die Wahrscheinlichkeit; dagegen ist

$$\frac{n}{m+n}$$

die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines ungünstigen Falls oder die entgegengesetzte Wahrschein-

*) Zum Studium der Methode der kleinsten Quadrate empfehle ich besonders: Fischer, Höhere Geodäsie, Gerling, Ausgleichungsrechnungen und Ritter, Manuel de l'application de la méthode des moindres carrés.

lichkeit. Addirt man diese beiden Wahrscheinlichkeiten, so erhält man allemal die Einheit; denn

$$\frac{m}{m+n} + \frac{n}{m+n} = \frac{m+n}{m+n} = 1.$$

Diese Einheit, welche die Summe der innerhalb einer Reihe von Fällen entgegengesetzten Wahrscheinlichkeiten ausdrückt, ist das Symbol der mathematischen Gewissheit. Denn, wenn in einer Urne m weisse und n schwarze Kugeln sind, und es soll eine Kugel aus derselben gezogen werden, so ist es selbstverständlich gewiss, dass die gezogene Kugel entweder weiss oder schwarz sein muss.

Um das hier Entwickelte durch Zahlen zu beleuchten, wollen wir einen concreten Fall annehmen. Es seien in einer Urne 3 weisse und 97 schwarze Kugeln. Da mit dem Ziehen einer weissen Kugel ein Gewinn verbunden ist, so sind die 3 weissen Kugeln günstige Fälle und die 97 schwarzen ungünstige, und $3 + 97 = 100$ die Summe aller möglichen Fälle. Demnach ist folglich

$$\frac{3}{3+97} = \frac{3}{100}$$

die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines günstigen Falls oder schlechtweg die Wahrscheinlichkeit (eine weisse Kugel zu ziehen); dagegen

$$\frac{97}{3+97} = \frac{97}{100}$$

die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines ungünstigen Falls oder die entgegengesetzte Wahrscheinlichkeit (d. h. eine schwarze Kugel zu ziehen).

Addirt man jene beiden Wahrscheinlichkeiten, so ist die Summe die Einheit oder die mathematische Gewissheit; denn

$$\frac{3}{100} + \frac{97}{100} = \frac{100}{100} = 1.$$

Hieraus ergiebt sich, dass die mathematische Wahrscheinlichkeit ist gleich die günstigen, resp. die ungünstigen Fälle durch alle möglichen Fälle dividirt, die mathematische Gewissheit dagegen die Summe aus der Wahrscheinlichkeit und der entgegengesetzten Wahrscheinlichkeit.

Diese Regel findet gleichfalls ihre Anwendung auf die Anzahl solcher Fälle, innerhalb welchen mehrere Gattungen von Fällen möglich sind. In einer Urne befinden sich z. B. p weisse, q schwarze, x rothe, y blaue und z gelbe Kugeln. Die Summe aller dieser Kugeln oder möglichen Fälle sei s, mithin

$$p + q + x + y + z = s.$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Ziehen einer weissen Kugel ist $\frac{p}{s}$, einer schwarzen $\frac{q}{s}$, einer rothen $\frac{x}{s}$, einer blauen $\frac{y}{s}$ und einer gelben $\frac{z}{s}$.

Suchen wir aber die Wahrscheinlichkeit keine Kugel von dieser oder jener Farbe, z. B. keine weisse zu ziehen, so wird diese Wahrscheinlichkeit ausgedrückt durch

$$\frac{q + x + y + z}{s}$$

oder, um einen concreten Fall zu nehmen, es seien in der Urne 12 weisse, 16 schwarze, 20 rothe, 24 blaue und 28 gelbe Kugeln, mithin alle mögliche Fälle = 100, da

$$12 + 16 + 20 + 24 + 28 = 100.$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Ziehen einer weissen Kugel ist dann $\frac{12}{100}$, einer schwarzen $\frac{16}{100}$, einer rothen $\frac{20}{100}$, einer blauen $\frac{24}{100}$ und einer gelben $\frac{28}{100}$.

Wird aber die Wahrscheinlichkeit, keine Kugel von einer bestimmten Farbe, z. B. der weissen zu ziehen gesucht, so ist die Wahrscheinlichkeit

$$\frac{16 + 20 + 24 + 28}{100} = \frac{88}{100} \text{ oder } \frac{22}{25}.$$

Will man die alternative Wahrscheinlichkeit, dass unter einer gegebenen Menge möglicher Fälle von verschiedenen Gattungen, entweder ein Fall der Gattung a oder b eintrifft, bestimmen, so hat man nur die bezüglichen Wahrscheinlichkeiten a und b zu addiren. Ist die Frage, welche Wahrscheinlichkeit dafür ist, dass aus einer Urne mit p weissen, q schwarzen, x rothen, y blauen und z gelben Kugeln, entweder eine weisse oder eine gelbe Kugel gegezogen wird, so haben wir, wenn s die Summe aller möglichen Fälle bezeichnet

$$\frac{q}{s} + \frac{z}{s} = \frac{q + z}{s}$$

als die gesuchte Wahrscheinlichkeit, oder in dem obenstehenden concreten Fall:

$$\frac{12}{100} + \frac{28}{100} = \frac{40}{100} = \frac{2}{5.}$$

Die bisher erklärten Wahrscheinlichkeiten sind alle absolut oder an und für sich. Man hat aber auch relative, d. h. solche, deren Werth in Relation zu andern Wahrscheinlichkeiten bestimmt wird. Hierher gehören die folgenden.

Es soll die Wahrscheinlichkeit ermittelt werden, aus einer Reihe Fälle mehrerer verschiedener Gattungen, dass eher ein Fall der Gattung a, als einer der Gattung b eintreffen wird. Haben wir z. B. die oben angeführte Urne mit $p + q + x + y + z$ Kugeln verschiedener Farbe, und die Wahrscheinlichkeit, eher eine z Kugel, als eine y oder x Kugel zu ziehen, soll bestimmt werden, so ist keine Rücksicht auf die p und q Kugel zu nehmen, sondern die y, x, z Kugel bilden zusammen alle möglichen Fälle und die z Kugel die günstigen. Mithin ist die gesuchte Wahrscheinlichkeit ausgedrückt durch

$$\frac{z}{z + y + x}$$

oder in dem angeführten concreten Fall durch

$$\frac{28}{28+24+20}=\frac{28}{72}=\frac{7}{18}.$$

Es ist häufig, dass das Eintreffen eines Ereignisses durch das Zugleichstattfinden eines oder mehrerer anderen bedingt wird. Die Wahrscheinlichkeit des ersteren ist somit von der Wahrscheinlichkeit des oder der letzteren abhängig. Man nennt eine solche Wahrscheinlichkeit eine zusammengesetzte.

Es sind z. B. zwei Urnen A und B, wovon die erstere 1 weisse, 1 schwarze und 1 rothe, die letztere ebenfalls 1 weisse, 1 schwarze und 1 rothe Kugel enthält. Bezeichnen wir die in der Urne A enthaltenen Kugeln durch p, q, x, die in der Urne B durch p′, q′, x′. Es soll nun die Wahrscheinlichkeit gesucht werden, aus beiden Urnen zugleich eine weisse Kugel, also p und p′ zu ziehen. Hier haben wir zu berücksichtigen, dass folgende Fälle überhaupt möglich sind:

A	B	A	B	A	B
p	p′	q	p′	x	p′
p	q′	q	q′	x	q′
p	x′	q	x′	x	x′

Da nach obenstehender Tabelle ersichtlich nur 9 verschiedene Combinationen möglich sind, oder 9 überhaupt mögliche Fälle, dagegen nur 1 günstiger Fall, nämlich p und p′, so ist die gesuchte Wahrscheinlichkeit $\frac{1}{9}$. Wir würden zu dem nämlichen Resultate gelangt sein, wenn wir zuerst die Wahrscheinlichkeit für die Ziehung einer weissen Kugel aus der Urne A und dann einer weissen aus der Urne B ermittelt und diese beiden gefundenen Wahrscheinlichkeiten mit einander multiplicirt hätten; denn, da jede Urne 3 Kugeln enthielt, von welchen nur 1 weisse, so war mithin die Wahrscheinlichkeit eine weisse Kugel aus der Urne A zu ziehen $= \frac{1}{3}$, und die Wahrscheinlichkeit eine weisse aus der Urne B zu ziehen ebenfalls $= \frac{1}{3}$. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten mit ein-

ander multiplicirt: $\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$, ist demnach dem oben gefundenen Resultate gleich.

Man erhält also die zusammengesetzte Wahrscheinlichkeit, wenn man die einzelnen betreffenden Wahrscheinlichkeiten mit einander multiplicirt.

Die Wahrscheinlichkeitsrechnung kann sowohl auf die Geldwerthe, als auf Sterblichkeitsverhältnisse angewendet werden, und hierin liegt gerade ihre wesentliche Bedeutung für die Lebensversicherung.

Es ist einleuchtend, dass eine Summe Geldes, welche Jemand gewiss zu erhalten hat, einen ganz andern Werth repräsentirt, als dieselbe Summe Geldes, welche er nur in dem Falle erhält, wenn ein ungewisses Ereigniss eintritt. Diese letztere Summe hat allemal einen kleineren Werth, als die erstere, und zwar ist dieser um so kleiner, je geringer die Wahrscheinlichkeit ist, dass das Ereigniss eintreten wird, und umgekehrt. Nehmen wir an, dass in einer Urne 19 schwarze und 1 weisse Kugel sind, und es soll derjenige, welcher in einer Ziehung die weisse Kugel zieht, 40 Thaler erhalten. In dem vorliegenden Fall haben wir nur 1 günstigen Fall, 19 ungünstige und mithin 20 überhaupt mögliche Fälle. Wenn alle Kugeln gezogen würden, so würde die weisse gleichfalls gezogen werden und der Gewinn = 40 Thlr. würde absolut sicher sein. Da sämmtliche Fälle also einen Werth von 40 Thlr. repräsentiren, so ist es klar, dass 1 Fall nur $\frac{1}{20}$ von jenem Werth hat; folglich hat der 1 günstige Fall (die weisse Kugel) nur einen Erwartungswerth = $\frac{1}{20}$ von 40 Thaler, also 2 Thlr. oder was dasselbe ist $\frac{1}{20} \times 40$ Thlr. = 2 Thlr. Wären in der Urne 3 weisse und 17 schwarze Kugeln gewesen, und 30 Thlr. wäre der Gewinn, wenn Jemand in einer Ziehung eine weisse Kugel gezogen hätte, so würde die Wahrscheinlichkeit eines günstigen Falls $\frac{3}{20}$, und mithin der Erwartungswerth $\frac{3}{20} \times 30$ Thlr. = $4^1/_2$ Thlr. sein.

Der wirkliche Werth solcher ungewissen oder durch das etwaige Eintreffen eines oder mehrerer Ereignisse bedingten Geldsummen wird also gefunden, wenn man die Wahrscheinlichkeit, eine solche zu erhalten, mit dem absoluten Werth multiplicirt. Das Produkt heisst die mathematische Hoffnung (Erwartung) oder der Geldwerth der mathematischen Wahrscheinlichkeit.

Da man, wie bereits oben bemerkt wurde, die Absterbeordnung einer gewissen Zahl gleichzeitig geborener Menschen durch wiederholte Beobachtungsresultate zu bestimmen versucht hat, während es doch, wie es in der Natur der Sache liegt, unmöglich ist, im Voraus zu bestimmen, wer oder welche von der Zahl gerade im Verlaufe einer gewissen Zeitlänge mit dem Tode abgehen werden, oder wer oder welche diese Zeitlänge überleben werden, als es unmöglich ist, im Voraus zu bestimmen, welche von mehreren schwarzen Kugeln einer Urne gerade zuerst gezogen wird, — so muss die Frage, ob eine bestimmte Person aus einer gewissen Zahl, welche das a Alter vollendet haben, eine gewisse Zeitlänge (n) durchleben wird, mit Hülfe der Wahrscheinlichkeitsrechnung gelöst werden. Bei dieser Anwendung ist die Zahl der Lebenden des soeben vollendeten a Alters der Nenner (d. h. alle möglichen Fälle) des Wahrscheinlichkeitsbruchs, die Zahl der Todesfälle, die unter ihnen bis zur Beendigung des a + n Alters vorgekommen sind, der Zähler (d. h. die günstigen Fälle) desselben.

Wird die Zahl der gesammten beobachteten lebenden Personen, welche gerade das a Lebensjahr vollendet haben, durch λ_a bezeichnet, und die während des folgenden Jahres Gestorbenen mit τ_a, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass irgend Einer aus den λ_a im Laufe des folgenden Jahres stirbt:

$$\frac{\tau_a}{\lambda_a}$$

oder, um einen concreten Fall zu nehmen, wenn es durch Beobachtung festgestellt worden ist, dass von 6605 Leben-

den, welche das 20. Lebensjahr vollendet haben, im Laufe eines Jahres 53 sterben, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass irgend Einer aus den 6605 20jährigen Personen im Laufe eines Jahres sterben wird, ausgedrückt durch den Bruch

$$\frac{53}{6605}$$

oder als Decimalbruch 0,008.

Man nennt diese Art Wahrscheinlichkeit die Sterbenswahrscheinlichkeit und bezeichnet sie im Allgemeinen durch w.

Soll nicht die Wahrscheinlichkeit, ob Jemand, welcher das a Lebensjahr vollendet hat, im Verlaufe des folgenden Jahres stirbt, sondern ob er nach Verlauf desselben noch am Leben ist, gesucht werden, so ist die Zahl der Lebenden bei Vollendung des a Lebensjahres als Nenner (alle möglichen Fälle) und die Zahl der noch Lebenden am Ende des folgenden Jahres als Zähler des Wahrscheinlichkeitsbruchs zu setzen. Bezeichnen wir die Zahl der noch Lebenden am Ende des folgenden Jahres durch λ_{a+1}, so haben wir

$$\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a}$$

oder, um bei dem angeführten concreten Fall zu bleiben, da von den 6605 lebenden Personen, welche das 20. Lebensjahr vollendet haben, im Verlaufe des folgenden Jahres 53 sterben, so ist die Zahl der noch Lebenden am Ende desselben also 6605—53 = 6552, und die Wahrscheinlichkeit, dass irgend Einer von den 6605 20jährigen Personen nach Verlauf dieses Jahres (also bis dahin, wo sie das 21. Lebensjahr vollendet haben) noch am Leben ist, ausgedrückt durch den Bruch

$$\frac{6552}{6605}$$

oder in Decimalen 0,992.

Man nennt diese Art Wahrscheinlichkeit die Lebenswahrscheinlichkeit und bezeichnet sie im Allgemeinen durch W.

Es ist einleuchtend, dass die Sterbenswahrscheinlichkeit in demselben Verhältniss zu der Lebenswahrscheinlichkeit steht, wie die Wahrscheinlichkeit der günstigen zu derjenigen der ungünstigen Fälle, oder dass sie einander entgegengesetzte Wahrscheinlichkeiten sind und als solche zusammen die Einheit (mathematische Gewissheit) bilden; denn da unter einer gegebenen Zahl von Lebenden im Verlaufe des nächsten Jahres einer von den zwei entgegengesetzten Fällen, Tod oder Leben, nothwendig eintreten muss, so ist

$$\frac{\tau_a}{\lambda_a} + \frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a} = 1$$

oder für den gegebenen concreten Fall:

$$\frac{53}{6605} + \frac{6552}{6605} = \frac{6605}{6605} = 1.$$

Die Wahrscheinlichkeitsrechnung findet auch Anwendung, wenn die Lebensdauer irgend einer Person bestimmt werden soll, d. h. wenn man die Zeitlänge, welche sie, von der bereits erreichten Altersstufe an gerechnet, noch durchleben wird, ausrechnen will. Es giebt verschiedene Methoden, um die Lebensdauer zu ermitteln; hier sollen nur die zwei wichtigsten und üblichsten derselben erörtert werden, welche auf die durch Beobachtung festgestellte Absterbeordnung basirt sind.

Ist es einmal gegeben, wie eine gewisse grössere Anzahl Personen von Geburt ab bis zum höchsten Lebensalter von Jahr zu Jahr wegsterben oder wie viel von jener Zahl jede künftige Altersstufe erreicht, so lässt sich die Lebensdauer irgend einer Person von a Jahren folgendermassen leicht berechnen. Es ist bereits oben die Lebens- und Sterbenswahrscheinlichkeit erklärt worden. Sind diese entgegengesetzten Wahrscheinlichkeiten für einen gegebenen

Fall einander völlig gleich oder hat jede einen Werth von $^1/_2$, so ist die Lebenserwartung und die Todeserwartung selbstverständlich auch gleich. Dieses wird allemal der Fall sein, wenn die Zahl der Lebenden desjenigen Alters, von welchem wir ausgehen, durch das successive Absterben von Jahr zu Jahr auf die Hälfte reducirt sein wird. Die Anzahl Jahre, welche zwischen jener und dieser Altersstufe liegt, wird nach Halley die wahrscheinliche Lebensdauer genannt.

Bezeichnen wir dasjenige Lebensjahr, welches die Zahl der Lebenden, von welchen wir ausgehen, eben vollendet hat, mit a, und diejenige Altersstufe, wo jene Zahl auf die Hälfte reducirt ist, durch a + m, so ist die wahrscheinliche Lebensdauer einer Person, welche eben das a Jahr vollendet hat, ausgedrückt durch

$$ {}_wL_a = (a + m) - a. $$

Nehmen wir einen concreten Fall. Es sei z. B. aus irgend einer Absterbeordnung (Mortalitätstabelle) gegeben, dass von 6092 Personen, welche soeben das 29. Lebensjahr vollendet haben, bei Vollendung des 66. Lebensjahres die Hälfte = 3046 gestorben sind, und die andere Hälfte = 3046 noch am Leben sind, so ist

$$ 66 - 29 = 35 \text{ Jahre} $$

die Zeitlänge, welche zwischen dem 29. und 66. Lebensalter liegt, also die wahrscheinliche Lebensdauer für eine Person, welche das 29. Lebensjahr soeben vollendet hat.

In den meisten Fällen wird aber die Hälfte von den Lebenden vom a Alter nicht ganz am Ende des a + m Lebensjahres gestorben sein, d. h. es ist mehr als die Hälfte der Lebenden vom a Alter, welche das a + m Lebensjahr überschreitet. Es ist demnach die wahrscheinliche Lebensdauer um einen Jahresbruchtheil grösser, als wenn die Hälfte, wie im obenstehenden Beispiel der Fall war, gerade am Ende des a + m Lebensjahres gestorben wäre. Die Grösse dieses Bruchtheils wird gefunden, indem man annimmt, dass das Absterben im Laufe des folgenden Jahres gleichmässig erfolgt, eine Hypothese, die für die niedrig-

sten und höchsten Altersstufen zu einem falschen, für die mittleren dagegen zu einem annähernd richtigen Resultate führt. Man hat nun den Ueberschuss über die Hälfte, welcher das $a + m$ Lebensjahr überschreitet, durch die Zahl der im Verlaufe des folgenden Jahres Gestorbenen zu dividiren, den Quotient zu dem $a + m$ Alter zu addiren, und von der Summe das a Alter in Abzug zu bringen, um die wahrscheinliche Lebensdauer einer Person von a Alter zu erhalten.

Es soll z. B. die wahrscheinliche Lebensdauer einer Person, welche das 30. Lebensjahr soeben vollendet hat, ermittelt werden. Nach der Mortalitätstabelle haben wir am Ende dieses Lebensalters 6033 Lebende; die Hälfte davon ist 3016,5. Diese letztere Zahl der Lebenden befindet sich in der Tabelle zwischen dem vollendeten 66. und 67. Altersjahre, indem wir am Ende des 66. Lebensjahres noch 3046 Lebende vorfinden. Ziehen wir von dieser Zahl jene Hälfte von 3016,5 ab, so erhalten wir einen Ueberschuss von 30,5 Lebenden. Da nach der Mortalitätstabelle zwischen dem vollendeten 66. und 67. Jahre 142 von jenen 3040 Lebenden sterben, so ist der gesuchte Jahresbruchtheil

$$\frac{30{,}5}{142} = \frac{61}{284} = 0{,}21 \text{ Jahr.}$$

Addiren wir diesen Quotient zu dem bereits von jener Hälfte überschrittenen Alter 66, so erhalten wir

$$66 + 0{,}21 = 66{,}21 \text{ Jahre.}$$

Wenn diese Summe von dem jetzigen vollendeten Alter der in Frage stehenden Person abgezogen wird, so ist das Resultat

$$66{,}21 - 30 = 36{,}21 \text{ Jahre}$$

die wahrscheinliche Lebensdauer einer 30jährigen Person.

Wenn die Absterbeordnung für eine gewisse Zahl gleichalteriger Personen einmal festgestellt ist, wie es bei

der Berechnung der wahrscheinlichen Lebensdauer der Fall war, so lässt sich die Lebensdauer auch auf eine andere Weise, als die soeben erklärte, ermitteln. Aus der Absterbeordnung geht nämlich nicht allein die Zahl der Lebenden und Todten jeder Altersstufe hervor, sondern zugleich die von der gegebenen Zahl der Lebenden durchgelebten Jahre. Da nämlich jeder Lebende, welcher vom vollendeten a Alter bis zum a + 1 Alter gelebt, 1 volles Lebensjahr zurückgelegt hat, so ist es selbstverständlich, dass eben so viele Lebende, so viele durchgelebte Jahre. Die Summe aller Lebensjahre, welche eine gewisse Zahl gleichalteriger Personen bis zu ihrem Tode durchgelebt haben, bildet somit ihre gesammte Lebensdauer. Wird diese nun auf die Gesammtzahl jener Personen gleichmässig vertheilt, so erhält man die durchschnittliche Lebensdauer jedes Einzelnen. Die Lebensdauer einer Person wird demnach gefunden, wenn man die Zahlen der Lebenden desjenigen Alters, welches dieselbe vollendet hat, zu den Zahlen der Lebenden aller darauf folgenden Lebensalter bis zu dem höchsten der Absterbeordnung addirt und die Summe durch die Zahl der Lebenden desjenigen Alters, welches die fragliche Person soeben vollendet hat, dividirt. Der Quotient drückt dann die Anzahl Jahre aus, welche sie noch im Durchschnitt zu leben Aussicht hat. Man nennt dieses Resultat, nach Deparcieux, die mittlere Lebensdauer.

Da diejenigen Personen, welche im Laufe eines Jahres von der Zahl der Lebenden durch den Tod ausscheiden, nicht alle am Ende dieses Jahres sterben, sondern zu jeder Zeit desselben, so ist es einleuchtend, dass nicht die volle Zahl der in der Absterbeordnung als Lebenden aufgeführten ein ganzes Jahr durchleben. Um diesen Fehler auszugleichen, nimmt man an, dass die im Laufe des nächsten Jahres vorkommenden Sterbefälle nicht am Ende, sondern in der Mitte des Jahres erfolgen. Demzufolge muss der Quotient der Lebensdauer um $\frac{1}{2}$ vermindert werden.

Bezeichnen wir die mittlere Lebensdauer durch $_mL$,

das Alter, von welchem wir ausgehen mit a, und ferner die Zahlen der Lebenden von diesem Alter an durch

$$\lambda_a,\ \lambda_{a+1},\ \lambda_{a+2},\ \lambda_{a+3},\ \ldots\ldots\ \lambda_{a+m}$$

d. h. bis zum höchsten Alter der Absterbeordnung oder Sterblichkeitstabelle, so haben wir die Gleichung

$$_mL_a = \frac{\lambda_a + \lambda_{a+1} + \lambda_{a+2} + \lambda_{a+3} + \ldots + \lambda_{a+m}}{\lambda_a} - \frac{1}{2}.$$

Oder, um einen concreten Fall zu nehmen, es soll die mittlere Lebensdauer einer 95jährigen Person nach der Tabelle der 17 englischen Gesellschaften berechnet werden. Es ist dann zu berücksichtigen, dass die Zahlen der Lebenden vom 95. bis 100. Lebensjahre, wo die Tabelle aufhört, resp. 89, 37, 13, 4, 1 sind. Diese Zahlen werden als Jahre betrachtet und addirt:

89 + 37 + 13 + 4 + 1 = 144 durchgelebte Jahre.

Diese Summe haben wir durch die Zahl der Lebenden, welche das 95. Lebensjahr vollendet hat, also durch 89 zu dividiren; wir erhalten dann als Quotient 1,62; davon ½ oder 0,5 abgezogen, giebt 1,12 Jahre als die gesuchte mittlere Lebensdauer einer 95 Jahre alten Person.

Die wahrscheinliche sowohl als die mittlere Lebensdauer für alle Altersstufen sind von Wichtigkeit in der Lebensversicherungspraxis. Dieses gilt besonders von der mittleren Lebensdauer, auch Lebenserwartung (expectation of life) genannt, wesswegen sie häufiger, als es der Fall ist mit der wahrscheinlichen, in den Mortalitätstafeln aufgeführt wird. Mehrere Schriftsteller haben diese beiden verwechselt, ja sogar die Bezeichnung für ganz andere Werthe benutzt. Es ist deswegen, wo man solche Tafeln vorfindet, nöthig, die Richtigkeit oder die wahre Bedeutung derselben zuerst zu prüfen, bevor man mit denselben operirt. Wenn Einige behauptet haben, die beiden seien wesentlich verschieden und dass die wahrscheinliche Lebensdauer durchgängig höher sei, als die mittlere, so ist dieses falsch. Sie sind beide Ausdruck der nämlichen

Grösse (der Lebensdauer), nur ist die Auffassung und die Berechnungsmethode dieser Grösse in beiden verschieden. Die Abweichung der beiden Resultate ist, im Vergleiche mit den grossen Schwankungen der factischen Sterblichkeitsverhältnisse und mit Ausschluss der Kindheitsperiode, gering zu nennen, ja in den mittleren Jahren von 40—60 sind sie fast einander gleich. Die wahrscheinliche Lebensdauer ist fast durchgängig die höhere in der ersteren Hälfte des Lebens, dagegen die mittlere die höhere in den späteren Jahren.

SECHSZEHNTES CAPITEL.

Ueber Mortalitätstafeln im Allgemeinen, das Material und die Berechnungsmethoden derselben.

Die Mortalitätstafel ist die aus Beobachtung der relativ-numerischen Sterblichkeit einer gegebenen, dem Gesetze der grossen Zahlen entsprechenden und aus allen Altersklassen bestehenden Menschenmenge abgeleitete wahrscheinliche Absterbeordnung einer beliebigen Anzahl gleichalteriger Personen. Die wesentlichen Stücke derselben sind demnach drei: 1. das Beobachtungsmaterial, 2. die Ableitung (Berechnungsmethode) und 3. die Absterbeordnung. Die Form der Mortalitätstafel ist verschieden, je nachdem man mehrere oder weniger Werthe aus der Absterbeordnung (d. h. aus dem von Jahr zu Jahr verminderten Zahlenwerthe der Ueberlebenden) ableitet und in derselben aufführt. Die einfachste Form hat nur zwei Columnen, nämlich: 1. die Reihe der Jahre vom jüngsten bis zum höchsten beobachteten Alter; 2. die Reihe der abnehmenden Zahlenwerthe der Ueberlebenden (Decrementtafel). Die erweiterte Form hat ausserdem noch zwei bis sechs Columnen, nämlich: 3. die Zahlen der im Laufe des nächsten Jahres Sterbenden; 4. die mittlere Lebensdauer; 5. die wahrscheinliche Lebensdauer; 6. die Reciproken der Sterbenswahrscheinlichkeit; 7. die Sterbenswahrscheinlichkeit und 8. die Lebenswahrscheinlichkeit eines Ueberlebenden für das nächste Jahr. Die Werthe der sechs letzteren Columnen (Reihen) lassen sich leicht aus dem Werthe der zwei ersteren berechnen. Wo die Geschlechter getrennt sind,

hat man selbstverständlich überall doppelte Werthe (Columnen, Reihen).

Ich lasse nun das Bruchstück einer Mortalitätstafel in der erweiterten Form folgen.

1	2	3	4	5	6	7	8
Alter.	Lebende. λ_a	Sterbende. τ_a	Mittlere Lebensdauer. ${}_mL_a$	Wahrscheinliche Lebensdauer. ${}_wL_a$	Reciproken der Sterbenswahrscheinlichkeit. $\frac{\lambda_a}{\tau_a} = \frac{1}{W_a}$	Sterbenswahrscheinlichkeit. $\frac{\tau_a}{\lambda_a}$	Lebenswahrscheinlichkeit. $\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a}$
0	10000	2300	33,20	30,80	4,35	0,2300	0,7700
1	7700	500	42,45	46,76	15,40	0,0649	0,9351
2	7200	337	43,83	48,70	21,36	0,0468	0,9532
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
94	4	3	0,75	0,67	1,33	0,7500	0,2500
95	1	1	0,50	0,50	1,00	1,0000	0,0000

Die Tafel wird folgendermassen gelesen. Von 10000 Neugeborenen (0jährigen) sterben im Verlaufe eines Jahres (d. h. von der Geburt bis zum Ende des ersten Lebensjahres) 2300. Die mittlere Lebensdauer eines Neugeborenen ist $33_{,20}$, die wahrscheinliche $30_{,80}$ Jahre. Von $4_{,35}$ Neugeborenen stirbt im Verlaufe eines Jahres 1 (Columne 6). Von 10000 Neugeborenen hat jeder die Wahrscheinlichkeit im Verlaufe eines Jahres (Columne 7) zu sterben $= 0{,}2300$ (oder $\frac{2300}{10000}$), und die Wahrscheinlichkeit ein Jahr durchzuleben oder zu vollenden $= 0{,}7700$ (oder $\frac{7700}{10000}$) u. s. w. Es ist besonders darauf Acht zu geben, dass die Columne 2 allemal die Zahl der Lebenden angiebt, welche das nebenstehende Altersjahr vollendet (gefüllt) haben, dagegen die Columne 3 die Zahl der Sterbenden, welche im Verlaufe des nächsten Jahres gestorben sind; mithin sind in der Tafel 7700, 7200 . . . ., 4, 1 die Zahl von Lebenden, welche respective 1, 2 . . . ., 94, 95 volle Jahre durchgelebt haben; dagegen 500, 337 . . . ., 3, 1 die Zahl von Todten, welche respective zwischen dem 1.—2.,

2.—3..... 94.—95. und 95.—96. Lebensjahre gestorben sind.

Zur grösseren Uebersichtlichkeit und leichteren Ausgleichung der Sprünge in den beobachteten Sterblichkeitsresultaten hat man die arithmetische Form der Mortalitätstafel in eine geometrische umgewandelt. Um die Abhängigkeit der Zahlenwerthe der Lebenden von dem Lebensalter graphisch darzustellen, trägt man die Lebensjahre als Abscissen (wagerechte Parallelen) und die zugehörigen Zahlen der Lebenden als Ordinaten (senkrechte Parallelen) auf. Die Bewegung (Abnahme) der Zahlen der Lebenden durch alle Altersjahre wird nun durch Punkte bezeichnet, und nachher verbindet man die einzelnen Punkte mit einander, wodurch dann eine krumme Linie (Curve) entsteht. Oder um mich noch populärer auszudrücken, denken wir uns eine gewöhnliche Landkarte. Die Breitengrade (—) derselben von oben bis unten seien in diesem Fall die Lebensalter von 0 bis 100 und die Längengrade (|) von links nach rechts die abnehmenden Zahlen der Lebenden. Denken wir uns ferner ein Land, dessen Küstenlinie sich in vielen kleinen Windungen von dem nordwestlichsten Punkt der Karte, wo der Breitengrad des jüngsten Alters 0 den Längengrad der höchsten Zahl der Lebenden (der Neugeborenen) schneidet, — bis herab zu dem südöstlichsten Punkt, wo der Breitengrad des höchsten Alters den Längengrad der kleinsten Zahl der Lebenden (Ueberlebenden) schneidet, und zwar in der Weise, dass jeder Punkt der Küstenlinie, je nach seiner Lage zwischen den aufgetragenen Breiten- (Alters-) Graden und Längen- (Lebenden-) Graden ein bestimmtes Lebensalter sowohl als auch die in demselben vorhandene Zahl der Lebenden bezeichnet, so stellt diese Küstenlinie die Absterbeordnung dar. Was südlich der Küstenlinie ist, kann dann das Land des Lebens, was nördlich derselben liegt, das Meer des Todes genannt werden. Solche geometrische Zeichnungen der Sterblichkeitsbewegung werden Mortalitätscurven genannt. Man kann durch dieselben ebenfalls die Zu- und Abnahme der Sterbenswahrscheinlich-

keiten, der reciproken Sterbenswahrscheinlichkeiten, der mittleren und wahrscheinlichen Lebensdauer u. s. w. darstellen. Auf denselben Abscissen und Ordinaten können gleichzeitig mehrere aus verschiedenen Beobachtungen hervorgehende Curven zum Vergleiche aufgetragen werden; ebenfalls die aus der benutzten Mortalitätstafel hervorgehende neben der aus der factisch eingetretenen Sterblichkeit abgeleiteten Curve, um die Differenz derselben anschaulich zu machen. Zur Unterscheidung der vergleichenden Curven werden verschiedene Farben mit Nutzen angewendet (colorirtes Mortalitätsdiagramm).

Es ist bereits oben nachgewiesen worden, dass der Sterblichkeitsgrad sehr verschieden ist, und zwar nicht allein nach den verschiedenen Altersstufen, sondern auch nach Zeitperioden, Aufenthaltsort, Geschlecht, guten und schlechten Jahren, Jahreszeiten, Stand, Beschäftigung, Lebensweise, Bewegung, persönlicher Freiheit, Vermögensstand und Beruf; dass ferner die vielen Krankheiten, welche das Leben gefährden, einen höchst verschiedenen Sterblichkeitsgrad herbeiführen. Gehen wir aber noch weiter in der Erforschung der Sterblichkeitsdifferenzen, steigen wir von der Stufe der allgemeinen numerischen Gesammtheiten und von derjenigen der besonderen numerischen Klassengesammtheiten auf die höchste, nämlich auf die der Individualitäten, so finden wir, dass die Sterblichkeit eines jeden Menschen durch seinen eigenthümlichen physischen, moralischen und geistigen Charakter und durch seine besondere Beziehung zur Aussenwelt bedingt ist, dass somit auch eine Sterblichkeitsdifferenz aus den verschiedenen Individualitäten hervorgeht. Ja, Gesundheitszustand, Alter und Beruf, die drei Factoren, welche in der Lebensversicherung den Sterblichkeitsgrad und die Lebensdauer lediglich bestimmen, sind in vielen Fällen unbedeutend gegenüber den rein psychischen Factoren: Gedanke und Gefühl. Haben wir doch Beispiele genug, dass unglückliche Liebe, Gram, fehlgeschlagene Hoffnung, häuslicher Kummer, übertriebene Religiösität, geistige Ueberanstrengung u. s. w. den Lebensfaden weit schneller abwickeln, als es mit dem

vorgerückten Alter, dem beeinträchtigenden Beruf oder der geerbten Krankheitsdisposition der Fall ist.

Wäre es möglich, alle die in der Individualität begründeten Sterblichkeitsdifferenzen statistisch festzustellen, so würde man, da unter diesem Gesichtswinkel alle Menschen verschieden sind, eben so viele Mortalitätstafeln (Sterbenswahrscheinlichkeiten) haben, als es beobachtete Menschen giebt. Könnte man, wie es wohl in einzelnen Fällen möglich ist, im Voraus bestimmen, an welchen Hauptkrankheiten das Individuum in der Zukunft zu leiden hätte, so würde man, da der Sterblichkeitsgrad einer jeden Krankheit verschieden ist, eben so viele Mortalitätstafeln aufstellen, als es Todeskrankheiten und deren Verbindungen giebt. Könnte man, wie es in einzelnen Fällen nicht allein möglich ist, sondern auch wirklich geschieht (Geschlecht, Beruf, Reisen, Klima), alle örtlichen, natürlichen und acquirirten Sterblichkeitsdifferenzen berücksichtigen, so hätte man nicht allein für jede derselben, sondern auch, da der Mensch gleichzeitig oder nacheinander von mehreren dieser Factoren beeinflusst wird, für alle ihre Verbindungen besondere Mortalitätstafeln nöthig.

Um nun über alle jene tausendfachen Sterblichkeitsdifferenzen, deren Feststellung entweder unmöglich oder ausserordentlich schwierig ist, leicht hinwegzukommen, stellt man drei Hypothesen auf; die erste, dass alle Sterblichkeitsdifferenzen innerhalb einer grösseren Menschenmenge sich gegenseitig heben; die zweite, dass die Sterbenswahrscheinlichkeit lediglich eine Function des Alters sei, d. h. dass sie nur von demselben abhängig ist; die dritte, dass alle gleichalterigen Menschen mit Rücksicht auf Sterblichkeit eben so gleiche Werthe sind, als die weissen Kugeln in der Urne oder die sechs Seiten eines Würfels! Auf diesen drei Hypothesen, gegen deren Richtigkeit allerdings sehr viel eingewendet werden kann, beruhen bis jetzt alle Mortalitätstafeln.

Um aus dem Beobachtungsmaterial die Sterbenswahrscheinlichkeit für alle Altersstufen genau berechnen zu können, muss dasselbe umfassen:

1. Die absolute Zahl derjenigen, welche innerhalb einer gegebenen Menschenmenge (Volk, Gesellschaft) bei der Erhebung resp. Neugeborene sind, das 1., 2., 3., 4...... 97., 98., 99. Lebensjahr vollendet haben.

2. Die absolute Zahl derjenigen, welche von jeder Altersklasse im Laufe des nächsten Jahres gestorben sind.

3. Die absolute Zahl derjenigen, welche im Laufe des nächsten Jahres aus jeder Altersklasse ausgewandert (ausgeschieden) sind.

4. Die absolute Zahl derjenigen, welche im Laufe des nächsten Jahres von jeder Altersklasse eingewandert (eingetreten) sind.

Das Material ist um so vorzüglicher, je grösser die Zahl der Beobachtungsfälle, je correcter die Erhebung und je mehr solche Jahresresultate dasselbe darbietet.

Nach dem verschiedenen Objecte der Erhebung zerfällt das Material in

A. Officiellstatistische Ermittelungen, und zwar:

1. Todtenlisten mit Angabe des Alters, in welchem Jeder gestorben ist. Nach dem Umfange derselben theilt man sie in a) locale, d. h. für einzelne Kirchspiele oder ganze Städte, und b) nationale oder staatliche, die alle Gestorbene eines oder mehrerer Jahre im Bereiche des ganzen Staates umfassen.

2. Volkszählungslisten mit Angabe der Zahl aller an einem bestimmten Tage anwesenden Personen eines jeden Alters. Diese sind gleichfalls nach dem Umfange verschieden, nämlich: a) locale für Städte, b) Klassenlisten für einen gewissen Stand, c) allgemeine, die alle Staatsangehörigen und anwesenden Fremden umfassen.

B. Ermittelungen aus geschlossenen Gesellschaften (Corporationen, Tontinen, Wittwenanstalten, Lebens- und Rentenversicherungsbanken).

Mit Bezug auf die der Wahrscheinlichkeitsrechnung entsprechenden grossen Zahlen sind die officiellstatistischen Ermittelungen ganzer Völkerschaften am geeignetsten zur Construction einer Mortalitätstafel; dagegen sind

die Ermittelungen aus geschlossenen Gesellschaften mit Rücksicht auf Correctheit den anderen weit vorzuziehen.

Die Mängel des officiellstatistischen Beobachtungsmaterials sind:

1. Die Angaben der Volkszählungslisten leiden an Ungenauigkeit, indem bald das bereits vollendete, bald das noch nicht vollendete und zuweilen ein ganz falsches Lebensjahr als Alter des Betreffenden in denselben angeführt ist.

2. In vielen Listen sind die Lebenden in Altersklassen von 5 zu 5 oder gar von 10 zu 10 Lebensjahren zusammengefasst.

3. Die Listen geben nur die Zahl der am Zählungstage lebenden Personen eines jeden Alters an, also nur an einem einzigen Tage während der respectiven 3-, 5-, 6- oder 10jährigen Zählungsperiode. Ueber die Bewegung der Lebenden während der ganzen Periode geben sie aber gar keine Anhaltspunkte. Dagegen ist die Zahl und das Alter der Gestorbenen von Jahr zu Jahr während der ganzen Zählungsperiode durch die Todtenlisten festgestellt.

4. Die während der ganzen Zählungsperiode successive Eingewanderten und Ausgewanderten sind, wenigstens dem Alter nach, unberücksichtigt, wodurch das wahre relative Verhältniss zwischen den Lebenden und Sterbenden mehr verrückt wird.

Die Mängel des Beobachtungsmaterials der geschlossenen Gesellschaften sind:

1. Die Zahl der Beobachtungsfälle ist meistentheils zu gering, um bei Anwendung der Wahrscheinlichkeitstheorie auf dieselben ein richtiges Resultat zu liefern.

2. Die Beobachtungsfälle vertheilen sich nicht etwa gleichmässig auf alle Altersklassen. Besonders sind die Fälle der jüngsten und ältesten Altersklassen gewöhnlich so klein an Zahl, dass die aus denselben hervorgegangene Sterblichkeit keineswegs als die mittlere Sterblichkeit dieser Altersstufen betrachtet werden darf.

3. Die Zahl derjenigen Mitglieder, welche aus diesem oder jenem Grunde bei Lebzeiten austreten, kann

nicht weiter beobachtet, mithin die unter ihnen eintretende Sterblichkeit nicht constatirt werden.

Die Berechnungsmethoden (Construction) der Mortalitätstafel sind verschieden. Mit Bezug auf das Beobachtungsmaterial lassen sie sich auf drei zurückführen, nämlich:

1. Aus den Sterbealtern einer Menschengruppe (Todtenlisten) lediglich die Absterbeordnung zu ermitteln oder die Halleysche Methode.

2. Aus den Volkslisten, d. h. aus der verschiedenen Altersfrequenz einer Menschengruppe lediglich die Absterbeordnung abzuleiten. Man nennt diese Methode die biotische oder Vitalitätsmethode.

3. Aus dem Verhältniss der Zahl der Lebenden einer jeden Altersstufe zu den aus ihnen hervorgegangenen Todten die Absterbeordnung zu bestimmen, die directe oder verbesserte Methode genannt.

Die zwei ersteren führen zu mehr oder weniger falschen Resultaten, da sie sich auf die falsche Voraussetzung stützen, dass die Bevölkerung stationair sei, d. h. dass die Zahl der Lebendgeborenen der Zahl der Todesfälle gleich ist, die Altersfrequenzen unveränderlich sind und dass Ein- und Auswanderungen entweder gar nicht stattfinden oder doch nicht den Beharrungszustand ändern. Die letztere Methode führt dagegen, wenn das Beobachtungsmaterial nichts zu wünschen übrig lässt, zu einem richtigen Resultat.

Die Berechnungsmethoden mit den an denselben angebrachten Correctionen und Verbesserungsversuchen sollen jetzt erklärt werden.

Nach der Halleyschen Methode hat man die in der vorliegenden Todtenliste eingetragenen Todten nach ihren verschiedenen Sterbensaltern in Altersklassen von dem jüngsten bis zum höchst erreichten Lebensalter einzutheilen, also nach unserer Bezeichnung:

$$\tau_0, \tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau \ldots\ldots, \tau_{89}, \tau_{90}, \ldots\ldots \tau_m.$$

Die Summe aller Todten

$$\tau_0 + \tau_1 + \tau_2 + \tau_3 + \ldots\ldots + \tau_m$$

wird nun gleich allen Lebenden 0jährigen (Neugeborenen) gesetzt, also

$$\Sigma\ (\tau_0) = \lambda_0$$

Die Zahl der Ueberlebenden eines jeden Lebensalters erhält man durch folgende Ableitungen:

$$\begin{aligned} \Sigma\ (\tau_0) &= \lambda_0 \\ \lambda_0 - \tau_0 &= \lambda_1 \\ \lambda_1 - \tau_1 &= \lambda_2 \\ \lambda_2 - \tau_2 &= \lambda_3 \\ \lambda_3 - \tau_3 &= \lambda_4 \end{aligned}$$

Oder es sei die Gesammtzahl der Todten aller Altersklassen = 1000 und die Todtenliste habe 145 im Alter von 0. bis 1. Jahre Gestorbene, 57 von 1. bis 2. Jahre, 38 von 2. bis 3. Jahre u. s. w., so ist die Rechnung:

1000 Todte = 1000 Lebende 0jährigen (Neugeborenen).

Ferner haben wir:

Zahl der Lebenden.	Alter.		Zahl der Todten.	im Laufe vom				Zahl der Lebenden des nächsten Jahres.	
1000	0jährigen	weniger	145	0. bis 1.	Jahre	sind	gleich	855	1jährigen.
855	1 „	„	57	1. bis 2.	„	„	„	798	2 „
798	2 „	„	38	2. bis 3.	„	„	„	760	3 „
760	3 „	u. s. w.							

Da die Halleysche Methode, wie oben bereits bemerkt wurde, auf der falschen Voraussetzung einer stationairen Bevölkerung beruht, während fast alle Bevölkerungen in Zunahme begriffen sind, indem die Zahl der Geburten die der Todesfälle bedeutend übersteigt (vergl. oben p. 102), so folgt aus derselben, dass die Zahl der Lebenden im Verhältniss zu den Zahlen der Todten zu niedrig ist oder dass die nach dieser Methode berechnete Sterblichkeit zu gross ausfällt*). Dieses geht schlagend hervor, wenn man aus dem Beobachtungsmaterial die wahren Zahlen der Lebenden, aus welchen die Todten hervorgegangen sind, von vorne herein kennt, und dabei doch in Halleyscher Manier

*) Dieser Umstand schmälert keineswegs das Verdienst des berühmten Halley, die Mortalitätstafel erfunden zu haben. Halley wusste wohl, dass die Voraussetzung einer völlig stationairen Bevölkerung nicht stattfindet. Er hatte aber als Material nur die Todtenliste Breslaus, weiter nichts. Die Populationsstatistik existirte damals noch nicht, er konnte also selbstverständlich nicht deren Resultate als Correctiv der seinigen anwenden.

die Zahlen der Lebenden (Ueberlebenden) lediglich aus den factischen Zahlen der Todten ableitet. Quetelet hat in dieser Weise aus der belgischen Volksstatistik praktisch den Fehler der Halleyschen Zahlen der Lebenden ermittelt. Sein Resultat war folgendes:

Alter.	Zahlen der beobachteten Lebenden.	Zahlen der aus den Sterbefällen berechneten Lebenden	Verhältniss.
0	10000	10000	—
5	7253	6284	100 : 115
10	6886	5822	100 : 118
20	6350	5225	100 : 121
30	5730	4539	100 : 126
40	5109	3932	100 : 130
50	4401	3288	100 : 133
60	3454	2616	100 : 132
70	2161	1653	100 : 131
80	750	599	100 : 125
90	92	68	100 : 135

Um diesen Fehler der Methode zu corrigiren, wurden mehrere Hypothesen und Verbesserungstheorien aufgestellt und einige davon in Anwendung gebracht, doch meistens ohne besonderen Werth und Erfolg.

Der früher erwähnte Mathematiker de Moivre (1. Abth. p. 62) stellte die Hypothese des gleichförmigen Absterbens auf, nach welcher man die Lebenden der Sterblichkeitstabelle von Jahr zu Jahr erhalte, wenn man dieselbe Anzahl jährlich wegsterben lasse. Seine Formel ist:

$$y = 86 - x$$

d. h. die Zahl der Lebenden ist gleich 86 weniger des betreffenden Alters, von welchem jene abhängig sind. Hat man demnach 86 Neugeborene, so sind die Zahlen der Lebenden:

Alter.	Lebende.	Alter.	Lebende.	Alter.	Lebende.
0	86	40	46	70	16
22	64	55	31	85	1

Da die Sterblichkeit der Kindes- und Jugendalter im offen-

baren Widerspruch mit dieser Hypothese ist, so wollte de Moivre ihr nur Gültigkeit vom 22. Lebensjahre an und aufwärts beigelegt wissen. Euler (1. Abth. p. 58) stellte die Hypothese auf, dass die Bevölkerungs- und Geburtszahlen nach einer geometrischen Reihe fortschreiten, d. h. dass sie wie ein zinseszinstragendes Kapital von Jahr zu Jahr verhältnissmässig gleich wachsen. Erfolgen z. B. zu einer gegebenen Zeit aus einer Bevölkerung 10000 Geburten, und die jährliche Geburtsvermehrung beträgt 3 Procent, so steigt die Zahl ferner im 1. Jahre auf 10300, im 2. auf 10609, im 3. auf 10927 u. s. w. Sind nun die factischen Zahlen der Todten gegeben, so lassen sich mit Hülfe dieser Hypothese die Zahlen der Ueberlebenden annähernd bestimmen. Obschon Männer wie Malthus und Quetelet die statistische Gültigkeit der Eulerschen Theorie bestätigt haben, ist sie doch bei der Construction einer Mortalitätstafel wegen der grossen Schwankungen in der Geburtsbewegung lange nicht im Stande, die statistisch festgestellten Zahlen der Lebenden zu ersetzen und hat auch in dieser Hinsicht keine praktische Anwendung gefunden. Aus den factischen Geburtszahlen Bayerns versuchte Gebhard die Halleysche Methode zu verbessern, indem er nicht wie Halley

$$\Sigma\,(\tau_0) = \lambda_0, \text{ sondern } \lambda_0 = G$$

setzte, d. h. er liess die Todten des ersten Lebensjahres nicht aus der Summe aller Todten, sondern aus der wirklichen Zahl der Geborenen (G) hervorgehen. Wenn auch dadurch die Zahlen der Lebenden grösser, als nach der Halleyschen Methode wurden, so hatte die Correction doch nur für das erste, die Lebensversicherung am wenigsten angehende Lebensjahr eine günstige Wirkung; für alle übrigen Lebensalter war dadurch gar nichts erreicht. Dasselbe war der Fall mit der Heuschling'schen Methode, welche den beobachteten Ueberschuss der Geburten über die Zahl der Sterbefälle auf alle Altersstufen in Verhältniss zur Zahl gleichmässig vertheilt wissen wollte, um somit der nach der Halleyschen Methode zu raschen Abnahme der Lebenden einigermassen vorzubeugen.

Nach der biotischen oder Vitalitätsmethode werden die in der vorliegenden Volkszählungsliste eingetragenen Lebenden in Altersklassen von Geburt bis zum höchsten Lebensalter eingetheilt, also

$$\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \ldots\ldots \lambda_{98}, \lambda_{99}, \lambda_{100}.$$

Die so erhaltene Reihe bildet dann in der Absterbeordnung die Zahlen der Lebenden (Ueberlebenden). Die Zahlen der Todten erhält man durch folgende Ableitungen:

$$\lambda_0 - \lambda_1 = \tau_0$$
$$\lambda_1 - \lambda_2 = \tau_1$$
$$\lambda_2 - \lambda_3 = \tau_2.$$

Oder gesetzt, die Volksliste hat eingetragen: 998613 0jährigen, 863981 1jährigen, 824168 2jährigen u. s. w., so ist die Rechnung:

Alter.	Lebende.		Lebende des nächsten Jahres.		Zahl der Todten	im Laufe vom
0	998613	weniger	863981	gleich	134632	0. bis 1. Jahre.
1	863981	„	824168	„	39813	1. bis 2. „
2	824168 u. s. w.					

Es wird nach dieser Methode mithin verfahren, als ob die Lebenden vom 1. Lebensjahre aus den gleichzeitig Lebenden vom 0. Lebensjahre, die gleichzeitig Lebenden vom 2. aus den gleichzeitig Lebenden vom 1. Lebensjahre u. s. w. hervorgegangen wären, obwohl die gleichzeitig Lebenden der verschiedenen Altersklassen aus Geburten verschiedener Kalenderjahre herrühren, in welchen sowohl die Geburtenzahl, als die Todtenzahl und die gesammte Altersfrequenz verschieden war. Da die Bevölkerung, resp. die Zahlen der Geburten nicht stationair sind, sondern in Zunahme begriffen, so folgt aus dieser Methode, dass die Zahl der Lebenden der jüngeren Altersklassen verhältnissmässig grösser ausfallen muss, als die Zahlen der älteren, welche aus kleineren Geburtenzahlen hervorgegangen sind. Selbst bei Benutzung zweier oder mehrerer Volkszählungslisten aus verschiedenen Kalenderjahren lässt sich lediglich aus den Zahlen der Lebenden und der Altersfrequenz keine correcte Absterbeordnung ableiten, wenn nicht der Ab- und Zugang nach Altersklassen genau fest-

gestellt ist. Das Resultat wird allemal, je nach der grösseren oder geringeren Bevölkerungsbewegung, mehr oder weniger falsch. Die Methode ist mehrmals von Statistikern in Anwendung gebracht, doch ist keine Mortalitätstafel für Lebensversicherung darnach construirt worden.

Die directe oder verbesserte Methode wurde bereits von Deparcieux angewendet, hat aber erst im Laufe des neunzehnten Jahrhunderts ihre rechte Würdigung und Vervollkommnung gefunden*). Er war der Erste, welcher die Unzulässigkeit, Mortalitätstafeln lediglich aus Todtenlisten zu construiren, öffentlich aussprach. Seine Untersuchungen über die Mortalität und die Lebensdauer waren eben so gründlich als epochemachend. „Sie waren der Art," sagt Fischer, „dass noch auf den heutigen Tag es sehr Vielen, welche Sterblichkeitstabellen aufstellen wollen, ernstlich zu rathen wäre, sein Essai genau zu studiren." Er stützte seine Rechnung ausschliesslich auf die Erfahrung geschlossener Gesellschaften (Tontinen, Mönchs- und Nonnenorden) und gelangte dadurch zu Resultaten, die ganz anders mit den wirklichen Verhältnissen übereinstimmten, als die Halleyschen. Sie haben desswegen nicht allein ihren classischen Werth, sondern ihre praktische Anwendung, und zwar mit ganz anderer Berechtigung, als die Süssmilchsche oder die Northamptonsche, über ein volles Jahrhundert hinaus behauptet. Seine Methode war folgende. Er ermittelte zuerst die Gesammtzahl derjenigen Rentner, welche in den verschiedenen Tontinen a, b, c, d, e, f, g ein gewisses Lebensalter (a) erreicht hatten. Ferner stellte er die Gesammtzahl derjenigen, welche von den a-jährigen nach 5 zu 5 Jahren aufwärts übrig waren, fest und erhielt demnach folgende Reihe von Lebenden:

---

*) Kerseboom hat allerdings einige Jahre früher die Erfahrung der holländischen und westfriesischen Rentenanstalten benutzt, um die Bevölkerung zu schätzen. Wenn er auch dabei die wirklichen Zahlen der Lebenden berücksichtigte, so beruht doch seine Populationstabelle in erster Linie auf Schätzungen und Hypothesen, anstatt auf Thatsachen.

$$\lambda_a, \lambda_{a+5}, \lambda_{a+10}, \lambda_{a+15} \ldots\ldots \lambda_{a+m}$$

Da keiner von den Mitgliedern einer Tontine von derselben anders, als durch den Tod ausscheidet, so ergaben sich die aus den beobachteten Lebenden während 5 zu 5 Jahren Gestorbenen durch Ableitung:

$$\lambda_a - \lambda_{a+5} = \tau_a + \tau_{a+1} + \tau_{a+2} + \tau_{a+3} + \tau_{a+4}$$
$$\lambda_{a+5} - \lambda_{a+10} = \tau_{a+5} + \tau_{a+6} + \tau_{a+7} + \tau_{a+8} + \tau_{a+9}$$

u. s. w. Oder ergab sein Beobachtungsmaterial z. B. folgende Werthe

$$\overset{a}{148} + \overset{b}{229} + \overset{c}{254} + \overset{d}{246} + \overset{e}{233} + \overset{f}{296} + \overset{g}{603} = 2009$$

als die Gesammtzahl derjenigen Rentner der verschiedenen Tontinen, welche das 32. Lebensjahr vollendet hatte; und ferner

$$\overset{a}{136} + \overset{b}{220} + \overset{c}{243} + \overset{d}{234} + \overset{e}{227} + \overset{f}{286} + \overset{g}{570} = 1916$$

als die Gesammtzahl derjenigen, welche das 37. Lebensjahr vollendet hatte, so war mithin

$$2009 - 1916 = 93$$

die Zahl derjenigen, welche von den 2009 32jährigen Lebenden im Verlaufe der nächsten 5 Jahre gestorben waren. Nachdem er gleichfalls die Zahlen der Lebenden und Todten für alle Alter von 5 zu 5 Jahren ermittelt hatte, reducirte er die Zahlen der Lebenden am Anfange des 3. Lebensjahres auf 1000, mit welcher Zahl seine Tafel anfängt. Durch Proportion fand er nun die Ueberlebenden aufwärts von 5 zu 5 Jahren. Aus der Differenz der fünfjährigen Werthe eruirte er zuletzt die Absterbeordnung für die dazwischen liegenden Lebensalter.

Der durch Deparcieux gemachte Fortschritt in der Berechnung der Mortalitätstafel fand leider lange keine Nachfolger, obschon mehrere von den hervorragenden Männern, welche sich später mit dem Gegenstand beschäftigten, wohl einsahen, dass, um den wahrscheinlichen Sterblichkeitsgrad für jedes Alter zu bestimmen, die factische Zahl der Lebenden, aus welchen die Todten hervorgegangen sind, nöthig sei (Price, Tetens). Erst in dem gegenwärtigen Jahrhundert wurde die directe oder verbesserte

Methode wieder in Anwendung gebracht, in England von Milne, Finlaison und Morgan, in Deutschland von Brune und in Frankreich von Demonferrand. Zwar emancipirte dieselbe sich nicht von der durch Halley eingeführten Form der Mortalitätstafel, aber sie brachte es nach und nach zum vollen Bewusstsein, dass das Grundwesen der Mortalitätstafel die Sterbenswahrscheinlichkeit $\left(\frac{r_a}{\lambda_a}\right)$ ist.

So einfach diese Methode an und für sich auch scheint, so bietet sie doch nichtsdestoweniger in der Anwendung besondere Schwierigkeiten dar. Wenn man für jede Altersklasse eine grössere Zahl, z. B. 10000, genau gleichalteriger, gesunder und ziemlich unter denselben Verhältnissen lebender, fest ansässiger Personen zur Beobachtung hätte, also

10000 geboren am 1. Januar 1869 (Neugeborene),
10000 „ „ 1. Januar 1868 (1jährigen),
10000 „ „ 1. Januar 1867 (2jährigen),
. . . . .
. . . . .
. . . . .
. . . . .
10000 geboren am 1. Januar 1773 (96jährigen),
10000 „ „ 1. Januar 1772 (97jährigen),

bis zum höchsten Lebensalter; jene Personen würden ein volles Jahr, d. h. bis zum 1. Januar 1870, beobachtet und die unter ihnen in jeder Altersklasse während desselben eingetretenen Sterbefälle genau registrirt, — so würde, wenn man die Gesammtzahl der Todten jeder Altersklasse durch 10000 dividirte, der Quotient die resp. Sterbenswahrscheinlichkeit darstellen. Aber selbst in einer so grossen Bevölkerung wie die von Preussen (1860) kommen nur etwa 2000 Geburten pro Tag vor (einschliesslich Todtgeborene) und sie ist mithin bei weitem nicht im Stande, ein derartiges Beobachtungsobject zu liefern; um wie viel weniger ist dieses der Fall mit der Mitgliedschaft einer

Lebensversicherungsgesellschaft und wenn es auch die allergrösste wäre! Gleichalterig, d. h. gleichzeitig geboren nach Jahr und Tag sind nur wenige Mitglieder in den mittleren, am stärksten frequentirten Altersklassen; ja selbst, wenn man „gleichalterig" in dem gewöhnlichen bürgerlichen Sinne nimmt, wo es nur „in demselben Jahr geboren" bedeutet, hat die grösste Gesellschaft in den, resp. jüngsten und höchsten Lebensaltern kaum einige Hundert Mitglieder aufzuweisen. Selbst bei Vereinigung einer grösseren Anzahl Gesellschaften muss man, wegen der beschränkten Zahl, von der Genauigkeit des Gleichalters absehen. Es wird gewöhnlich angenommen: 1. das Kalenderjahr als Alterseinheit; 2. alle Personen vom Alter zwischen $a - \frac{1}{2}$ und $a + \frac{1}{2}$ als gleichalterig, d. h. z. B., dass alle Personen, welche beim Anfang des Beobachtungsjahres das $29\frac{1}{2}$ und aufwärts bis zum $30\frac{1}{2}$ Lebensjahr vollendet haben, als 30jährige betrachtet werden; 3. die Zahl der im Laufe des Beobachtungsjahres Ein-, resp. Ausgetretenen wird, da die Ein- und Austritte ziemlich gleichmässig zu allen Zeiten des Jahres erfolgen, auf die Hälfte reducirt oder es wird angenommen, dass jede zu dieser Categorie gehörende Person nur ein halbes Jahr beobachtet wäre.

Wenn nun auch nicht geleugnet werden kann, dass aus den Hypothesen, worauf die Mortalitätstafel beruht (s. o. p. 197), nur ein annähernd richtiges Resultat zu erwarten ist, und dass jene Annahmen gleichfalls annähernd richtige Werthe liefern, so muss es doch, vom Standpunkte der Lebensversicherungswissenschaft aus betrachtet, die Aufgabe sein, da, wo es nur möglich ist, das annähernd Richtige noch genauer zu bestimmen.

Um die Lösung dieser schwierigen Aufgabe haben das „Institute of Actuaries" in England und Heym, Fischer und Wittstein in Deutschland sich besonderes Verdienst erworben*). Es würde uns aber zu weit führen und dem

---

*) Vgl.: „Rundschau der Versicherungen" III. B. p. 336 ff. Fischer, Grundzüge p. 157 ff. Wittstein, Mathematische Statistik.

vorgesetzten Zwecke dieser Schrift nicht angemessen sein, die in Vorschlag gebrachten Verbesserungsmethoden näher zu erörtern, da dies ohne den Gebrauch vieler analytischer Formeln nicht möglich wäre. Wir beschränken uns auf die unten gegebenen Andeutungen.

Jene wissenschaftlichen Bestrebungen haben bereits vorzügliche praktische Folgen gehabt und versprechen noch Vieles für die Zukunft. Das Institute of Actuaries hat soeben eine neue Mortalitätstafel, ein wahres Meisterwerk vollendet. Und das Collegium für Lebensversicherungswissenschaft zu Berlin hat beschlossen, eine auf Erfahrung deutscher Gesellschaften basirte Mortalitätstafel zu construiren. Die Kräfte, welche mit Lösung dieser Aufgabe betraut sind, nämlich die als Lebensversicherungsmathematiker und Fachmänner rühmlichst bekannten Bremiker, Busse, Hopf, Hülsse, Kanner, Langheinrich, Lazarus, Wiegand und Zillmer, bürgen uns dafür, dass die Deutsche Mortalitätstafel dem Fortschritt der Wissenschaft angemessen und nach den strengsten Principien construirt werden wird*).

Diese Principien verlangen a) mit Bezug auf das Material: 1. eine richtige und vollständige Ansammlung der statistischen Daten; 2. kritische Prüfung derselben; 3. Austrennen des Abnormen oder rein Zufälligen (Elimination); 4. künstliche (mathematische) Ausfüllung und Ergänzung der etwaigen Lücken des Materials (Interpolation). b) Mit Bezug auf die Feststellung der Sterbenswahrscheinlichkeit: 1. Ausgleichung der Fehler oder Schwankungen der Beobachtungsresultate verschiedener Kalenderjahre für dasselbe Lebensalter; 2. Ausgleichung (Graduation) der Fehler oder gesetzwidrigen Sprünge der von den zunehmenden Lebensaltern abhängigen Sterbenswahrscheinlichkeiten; 3. Correction der Sterbenswahrscheinlichkeiten wegen der Ausscheidenden.

---

*) Vgl. den eben so gründlichen als interessanten Bericht von Wilhelm Lazarus: Ueber die Ermittelung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Lebensversicherungs-Anstalten. Berlin 1869.

SIEBZEHNTES CAPITEL.

Werth und Bedeutung der Mortalitätstafel für die Lebensversicherung. Charakteristik und Zahlenwerthe der wichtigsten Tafeln.

Dasjenige, was Leuchtthurm und Compass dem Seefahrer ist, das ist die Mortalitätstafel für den Lebensversicherer. Sein Auge muss fortwährend auf dieselbe gerichtet sein, wenn er möglichst sicher seine Gesellschaft vor Untergang retten und ihr alle Vortheile eines glücklichen Gedeihens gewähren will. Aber, wie der glückliche Erfolg der Seefahrt auf einer Menge anderer Factoren beruht, so ist es auch mit der Lebensversicherung. Die Sphäre der Bevölkerung, in welcher man operirt, die Versicherungsarten, die man betreibt, die Gewissenhaftigkeit, mit welcher man Versicherungscandidaten prüft, die Grösse der Zuschlagsprämien, die Verwerthung der Prämiengelder und die Verwaltungskosten sind Factoren, welche zuweilen eben so bedeutungsvoll sind, als die Mortalitätstafel, wonach man sich richtet. Es kommt viel darauf an, dass man den richtigen Werth und die wahre Bedeutung der Mortalitätstafel für die Lebensversicherung kennt und dieselben weder über- noch unterschätzt.

Wir haben keine anderen Mittel und Wege, um die Sterblichkeit in der Zukunft zu messen, als die Sterblichkeit der letzten Periode der Vergangenheit zu ermitteln. Die grossen periodischen Schwankungen und die geschichtliche Bewegung der Sterblichkeit machen aber das Maass der Vergangenheitssterblichkeit für

die Zukunftssterblichkeit mehr oder weniger unsicher*). Selbst die vorzüglichste Mortalitätstafel ist daher kein absolutes Maass, sondern nur ein Schätzungsinstrument für die künftige Sterblichkeit. Der Werth der Mortalitätstafel ist relativ verschieden, je nach dem verschiedenen Standpunkte, von wo aus sie betrachtet wird. Vom Standpunkte der Wissenschaft aus ist diejenige die beste, welche nach dem grössten und zuverlässigsten Material und der correctesten Methode construirt ist, dabei verschiedene Werthe für die zwei Geschlechter berechnet hat. Vom Standpunkte der Versicherten aus ist diejenige die beste, welche die naturgemässe Sterblichkeit genau angiebt für alle Alter, damit nicht die jung Eintretenden zu viel und die alt Eintretenden zu wenig oder umgekehrt zu bezahlen haben; denn solche Ungleichheit wird selbst nicht bei Dividendenvergütung gehoben. Vom Standpunkte der Capitalversicherung auf den Todesfall aus ist diejenige die beste, welche eine zu hohe Sterblichkeit angiebt und keine geringeren Sterbenswahrscheinlichkeiten für Frauen als für Männer hat. Den grossen Reichthum und die imponirenden Dividenden mehrerer alten englischen Anstalten verdanken diese grösstentheils solchen Tafeln (besonders der Northamptonschen). Vom Standpunkte der Rentenversicherung aus ist diejenige die beste, welche eine zu geringe Sterblichkeit angiebt und grössere Sterbenswahrscheinlichkeiten für Männer als für Frauen hat. Für diejenigen Lebensversicherungsbanken endlich, welche Capital- und Rentenversicherung zugleich, und zwar sowohl auf Todesfall als auf Lebens-

*) Sehr treffend sagt Hopf: „Es finden fortwährend Fluctuationen im Geburts- und Sterblichkeitsverhältnisse statt, die bald engere, bald weitere Bahnen beschreiben, aber selbst auf einem ausgedehnten Gebiete und in langen Zeiträumen sich keineswegs immer völlig compensiren und eben so wenig in ihrem Laufe eine regelmässige Periodicität befolgen." Ueber die allgemeine Natur des Geburts- und Sterblichkeits-Verhältnisses von G. Hopf. Berlin 1869.

fall im nämlichen Umfange betreiben, ist es ziemlich gleichgültig, ob die Tafel eine durchgängig zu hohe oder zu niedrige Sterblichkeit zeigt, denn was sie in der einen Branche zu wenig bekommen, erhalten sie in der anderen zu viel und umgekehrt; der Einfluss der Mängel (Fehler) der Mortalitätstafel wird nämlich durch die entgegengesetzten Versicherungscombinationen gehoben. Aus alle dem geht hervor, dass die Fehler der Mortalitätstafel in den meisten Fällen entweder den Versicherten oder den Versicherungsbanken zum Nachtheile sind, und es ist demnach sehr zu wünschen, dass die besseren Tafeln Eingang finden.

Ich lasse nun eine kurze Charakteristik und die Zahlenwerthe der bedeutendsten Mortalitätstafeln folgen, es sei nun, dass diese Bedeutung von rein geschichtlicher, praktischer und technischer Natur ist. Nur bei denjenigen, welche in der jetzigen Praxis benutzt werden, ist die mittlere Lebensdauer aufgeführt.

1. Halleys Tafel. Hat nur geschichtlichen Werth. Material: 5869 Todesfälle. Methode falsch. Allzu rasches Wegsterben der Lebenden (vgl. oben p. 179). Graduation ziemlich gut.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
0	1000	145	17	610	6	34	490	9
1	855	57	18	604	6	35	481	9
2	798	38	19	598	6	36	472	9
3	760	28	20	592	6	37	463	9
4	732	22	21	586	7	38	454	9
5	710	18	22	579	7	39	445	9
6	692	12	23	573	7	40	436	9
7	680	10	24	567	7	41	427	10
8	670	9	25	560	7	42	417	10
9	661	8	26	553	7	43	407	10
10	653	7	27	546	7	44	397	10
11	646	6	28	539	8	45	387	10
12	640	6	29	531	8	46	377	10
13	634	6	30	523	8	47	367	10
14	628	6	31	515	8	48	357	11
15	622	6	32	507	8	49	346	11
16	616	6	33	499	9	50	335	11

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
51	324	11	65	182	10	79	41	8
52	313	11	66	172	10	80	34	7
53	302	11	67	162	10	81	28	6
54	292	10	68	152	10	82	23	5
55	282	10	69	142	10	83	19	4
56	272	10	70	131	11	84	15	4
57	262	10	71	120	11	85	11	4
58	252	10	72	109	11	86	8	3
59	242	10	73	98	11	87	5	2
60	232	10	74	88	10	88	3	2
61	222	10	75	78	10	89	1	1
62	212	10	76	68	10	90	0	0
63	202	10	77	58	10			
64	192	10	78	49	9			

2. **Simpsons Tafel.** Hat nur historischen Werth. Material: die fehlerhaften Londonschen Todtenlisten. Methode: die Halleysche. Das allzu rasche Wegsterben ist zum Excess getrieben; nach Vollendung des 3. Lebensjahres kaum die Hälfte der 1000 Neugeborenen zurück! Am Ende des 79. Lebensjahres leben noch 25, die alle im Laufe des nächsten Jahres sterben.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
0	1000	320	19	365	5	38	245	8
1	680	133	20	360	5	39	237	8
2	547	51	21	355	5	40	229	7
3	496	27	22	350	5	41	222	8
4	469	17	23	345	6	42	214	8
5	452	12	24	339	6	43	206	7
6	440	10	25	333	6	44	199	7
7	430	8	26	327	6	45	192	7
8	422	7	27	321	6	46	185	7
9	415	5	28	315	7	47	178	7
10	410	5	29	308	7	48	171	6
11	405	5	30	301	7	49	165	6
12	400	5	31	294	7	50	159	6
13	395	5	32	287	7	51	153	6
14	390	5	33	280	7	52	147	6
15	385	5	34	273	7	53	141	6
16	380	5	35	266	7	54	135	6
17	375	5	36	259	7	55	129	6
18	370	5	37	252	7	56	123	6

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
57	117	5	65	77	5	73	42	3
58	112	5	66	72	5	74	39	3
59	107	5	67	67	5	75	36	3
60	102	5	68	62	4	76	33	3
61	97	5	69	58	4	77	30	3
62	92	5	70	54	4	78	27	2
63	87	5	71	50	4	79	25	25
64	82	5	72	46	4			

3. Kersebooms Tafel. Hat wesentlich nur historischen Werth. Material: einige Tausend Rentner. Methode: die verbesserte. Die Absterbeordnung ziemlich naturgemäss. Graduation ungenügend.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
0	1000	196	29	516	9	58	291	9
1	804	36	30	507	8	59	282	9
2	768	32	31	499	9	60	273	9
3	736	27	32	490	8	61	264	10
4	709	21	33	482	7	62	254	9
5	688	12	34	475	7	63	245	10
6	676	12	35	468	7	64	235	10
7	664	11	36	461	7	65	225	10
8	653	7	37	454	8	66	215	10
9	646	7	38	446	7	67	205	10
10	639	6	39	439	7	68	195	10
11	633	6	40	432	6	69	185	10
12	627	6	41	426	6	70	175	10
13	621	5	42	420	7	71	165	10
14	616	5	43	413	7	72	155	10
15	611	5	44	406	6	73	145	10
16	606	5	45	400	7	74	135	10
17	601	5	46	393	7	75	125	11
18	596	6	47	386	8	76	114	10
19	590	6	48	378	8	77	104	11
20	584	7	49	370	8	78	93	11
21	577	6	50	362	8	79	82	10
22	571	6	51	354	9	80	72	9
23	565	6	52	345	9	81	63	9
24	559	7	53	336	9	82	54	8
25	552	8	54	327	8	83	46	7
26	544	9	55	319	9	84	39	7
27	535	10	56	310	9	85	32	6
28	525	9	57	301	10	86	26	6

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Alter.	Lebende.	Sterbende.
87	20	5	91	6	2	95	1	1
88	15	4	92	4	1	96	0	0
89	11	3	93	3	1			
90	8	2	94	2	1			

4. **Deparcieux's Tafel.** Hat geschichtlichen und zugleich praktischen Werth. Material der gegenwärtigen seiner sechs Tafeln: eine ziemlich grosse Anzahl Tontinisten während 7 Jahren. Methode: die directe oder verbesserte. Die allgemeine Ansicht, dass diese Tafel wohl für Leibrenten-, nicht aber für Kapitalversicherung auf den Todesfall passt, ist falsch. Die Sterblichkeit ist, nach den neuesten und besten Beobachtungen, eher ein wenig zu gross, als zu gering. Die Graduation ist ziemlich gut.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
3	1000	30	47,71	28	750	8	35,30	53	549	11	18,48
4	970	22	48,17	29	742	8	34,69	54	538	12	17,85
5	948	18	48,27	30	734	8	34 06	55	526	12	17,25
6	930	15	48,20	31	726	8	33.29	56	514	12	16,64
7	915	13	47,98	32	718	8	32,80	57	502	13	16,02
8	902	12	47,66	33	710	8	32,16	58	489	13	15,44
9	890	10	47,30	34	702	8	31,52	59	476	13	14,84
10	880	8	46,83	35	694	8	30,88	60	463	13	14,25
11	872	6	46,26	36	686	8	30,23	61	450	13	13.65
12	866	6	45,58	37	678	7	29,58	62	437	14	13,04
13	860	6	44,89	38	671	7	28,89	63	423	14	12,43
14	854	6	44,20	39	664	7	28,18	64	409	14	11,86
15	848	6	43,51	40	657	7	27,48	65	395	15	11,26
16	842	7	42,82	41	650	7	26,77	66	380	16	10,69
17	835	7	42,17	42	643	7	26,06	67	364	17	10,14
18	828	7	41,52	43	636	7	25,34	68	347	18	9,61
19	821	7	40,87	44	629	7	24,62	69	329	19	9,11
20	814	8	40,22	45	622	7	23,89	70	310	19	8,64
21	806	8	39,62	46	615	8	23,15	71	291	20	8,17
22	798	8	39,00	47	607	8	22,45	72	271	20	7,73
23	790	8	38,40	48	599	9	21,74	73	251	20	7,31
24	782	8	37,78	49	590	9	21,07	74	231	20	6,90
25	774	8	37,17	50	581	10	20,38	75	211	19	6,50
26	766	8	36,55	51	571	11	19.73	76	192	19	6,10
27	758	8	35,93	52	560	11	19,11	77	173	19	5,71

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
78	154	18	5,36	84	59	11	3,52	90	11	4	1,77
79	136	18	5,00	85	48	10	3,21	91	7	3	1,50
80	118	17	4,69	86	38	9	2,92	92	4	2	1,25
81	101	16	4,39	87	29	7	2,67	93	2	1	1,00
82	85	14	4,01	88	22	6	2,36	94	1	1	0,50
83	71	12	3,84	89	16	5	2,06	95	0	0	0,00

5. Süssmilchs Tafel. Hat zwar praktische und geschichtliche Bedeutung, ist aber sonst werthlos. Material: Todtenlisten von 5 grösseren und 2 kleineren Städten, 21 Dörfern und ganz Schweden, aus verschiedenen Zeitperioden herrührend. Methode: die Halleysche. Uebermässig grosse Sterblichkeit; die Hälfte seiner 1000 Neugeborenen erreichen nur das 18., ein Viertel das 55. Lebensjahr. Baumanns Verbesserung dieser Tafel besteht nur in Correctionen einiger Rechnungsfehler.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
0	1000	250	28,49	23	476	5	33,09	46	332	8	19,12
1	750	89	36,82	24	471	5	32,44	47	324	8	18,58
2	661	43	40,71	25	466	5	31,78	48	316	8	18,04
3	618	25	42,50	26	461	5	31,12	49	308	8	17,49
4	593	14	43,28	27	456	5	30,45	50	300	8	16,95
5	579	12	43,31	28	451	6	29,79	51	291	9	16,46
6	567	11	43,22	29	445	6	29,18	52	282	9	15,96
7	556	9	43,06	30	439	6	28,57	53	273	9	15,48
8	547	8	42,76	31	433	6	27,96	54	264	9	14,98
9	539	7	42,39	32	427	6	27,35	55	255	9	14,50
10	532	5	41,94	33	421	6	26,73	56	246	9	14,01
11	527	4	41,33	34	415	6	26,11	57	237	9	13,52
12	523	4	40,65	35	409	7	25,49	58	228	9	13,04
13	519	4	39,96	36	402	7	24,92	59	219	9	12,55
14	515	4	39,26	37	395	7	24,35	60	210	9	12,07
15	511	4	38,56	38	388	7	23,78	61	201	9	11,58
16	507	4	37,86	39	381	7	23,21	62	192	10	11,10
17	503	4	37,16	40	374	7	22,64	63	182	10	10,69
18	499	4	36,46	41	367	7	22,06	64	172	10	10,28
19	495	4	35,75	42	360	7	21,48	65	162	10	9,88
20	491	5	35,03	43	353	7	20,89	66	152	10	9,50
21	486	5	34,39	44	346	7	20,31	67	142	10	9,13
22	481	5	33,74	45	339	7	19,72	68	132	10	8,79

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
69	122	10	8,47	79	43	6	5,69	89	8	2	3,13
70	112	9	8,18	80	37	5	5,53	90	6	1	3,00
71	103	9	7,85	81	32	4	5,31	91	5	1	2,50
72	94	9	7,55	82	28	4	5,00	92	4	1	2,00
73	85	9	7,30	83	24	4	4,75	93	3	1	1,50
74	77	8	7,01	84	20	3	4,60	94	2	1	1,00
75	69	7	6,76	85	17	3	4,32	95	1	1	0,50
76	62	7	6,47	86	14	2	4,14	96	0	0	0,00
77	55	6	6,23	87	12	2	3,75				
78	49	6	5,93	88	10	2	3,40				

6. Prices schwedische Tafel. Hat wesentlich nur geschichtlichen Werth als die erste Volkstafel. Material: die Resultate von 7 Volkszählungen in ganz Schweden (1757, 60, 63, 66, 69, 72 und 75). Methode: die Halleysche mit Correctionen durch die wirklichen Zahlen der Lebenden. Sowohl die Sterblichkeit, als auch die Differenz der Werthe für beide Geschlechter sind naturgemäss. Die Graduation ist mangelhaft.

	Männer.		Frauen.		Beiderlei Geschlechts.	
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Lebende.	Sterbende.	Lebende.	Sterbende.
0	10000	2300	10000	2090	10000	2195
1	7700	500	7910	518	7805	509
2	7200	337	7392	350	7296	344
3	6863	240	7042	250	6952	245
4	6623	150	6792	135	6707	143
5	6473	125	6657	120	6564	122
6	6348	105	6537	105	6442	105
7	6243	90	6432	85	6337	87
8	6153	75	6347	70	6250	73
9	6078	65	6277	60	6177	62
10	6013	55	6217	52	6115	54
11	5958	45	6165	46	6061	45
12	5913	45	6119	40	6016	42
13	5868	40	6079	35	5974	38
14	5828	40	6044	35	5936	37
15	5788	39	6009	35	5899	37
16	5749	39	5974	40	5862	40
17	5710	39	5934	40	5822	40

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Beiderlei Geschlechts. Lebende.	Beiderlei Geschlechts. Sterbende.
18	5671	44	5894	42	5782	42
19	5627	44	5852	43	5740	43
20	5583	50	5809	43	5697	47
21	5533	50	5766	43	5650	47
22	5483	50	5623	43	5603	48
23	5433	55	5680	44	5555	48
24	5378	55	5636	45	5507	50
25	5323	55	5591	45	5457	50
26	5268	55	5546	50	5407	52
27	5213	55	5496	52	5355	54
28	5158	55	5444	55	5301	55
29	5103	56	5389	55	5246	55
30	5047	59	5334	60	5191	59
31	4988	60	5274	60	5132	60
32	4928	60	5214	65	5072	62
33	4868	60	5149	65	5010	63
34	4808	60	5084	65	4947	63
35	4748	60	5019	60	4884	59
36	4688	60	4959	56	4825	58
37	4628	60	4903	56	4767	58
38	4568	60	4847	56	4709	58
39	4508	60	4791	58	4651	60
40	4448	65	4733	65	4591	65
41	4383	72	4668	75	4526	73
42	4311	80	4593	76	4453	78
43	4231	80	4517	76	4375	78
44	4151	80	4441	75	4297	78
45	4071	80	4366	72	4219	76
46	3991	80	4294	67	4143	74
47	3911	80	4227	65	4069	72
48	3831	80	4162	65	3997	73
49	3751	85	4097	70	3924	78
50	3666	95	4027	75	3846	85
51	3571	95	3952	80	3761	87
52	3476	95	3872	85	3674	90
53	3381	95	3787	85	3584	90
54	3286	95	3702	85	3494	91
55	3191	95	3617	85	3403	91
56	3096	95	3532	85	3312	92
57	3001	100	3447	90	3220	95
58	2901	100	3357	90	3125	95
59	2801	100	3267	100	3030	100
60	2701	105	3167	110	2930	108
61	2596	110	3057	118	2822	114
62	2486	115	2939	120	2708	118
63	2371	115	2819	120	2590	118
64	2256	115	2699	120	2472	118
65	2141	115	2579	120	2354	118
66	2026	115	2459	120	2236	118

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Beiderlei Geschlechts. Lebende.	Beiderlei Geschlechts. Sterbende.
67	1911	120	2339	120	2118	121
68	1791	125	2219	120	1997	124
69	1666	125	2099	120	1873	124
70	1541	125	1979	130	1749	127
71	1416	125	1849	140	1622	133
72	1291	120	1709	150	1489	135
73	1171	120	1559	160	1354	140
74	1051	110	1399	150	1214	130
75	941	105	1249	140	1084	121
76	836	100	1109	130	963	115
77	736	90	979	120	848	105
78	646	85	859	110	743	95
79	561	80	749	100	648	90
80	481	75	649	95	558	90
81	406	70	554	90	468	84
82	336	65	464	85	384	75
83	271	60	379	80	309	65
84	211	50	299	75	244	55
85	161	40	224	55	189	45
86	121	30	169	40	144	35
87	91	22	129	30	109	27
88	69	17	99	23	82	20
89	52	14	76	18	62	15
90	38	12	58	15	47	14
91	26	9	43	12	33	12
92	17	7	31	10	21	10
93	10	6	21	8	11	6
94	4	3	13	6	5	3
95	1	1	7	4	2	1
96	0	0	3	2	1	1
97	0	0	1	1	0	0

7. Prices Northampton-Tafel. Hat grosse praktische Bedeutung, aber sonst wenig Werth. Material: 4689 Todesfälle aus einer kleinen Stadt während 46 Jahren. Methode: die Halleysche. Die Sterblichkeit ist enorm: von den 11650 Neugeborenen vollendet nur die Hälfte das 8. und ein Viertel das 49. Lebensjahr. Die Graduation ist zwar nicht schlecht, aber es kommen doch Ungereimtheiten vor; denn die Sterbenswahrscheinlichkeit des ersten Jahres ist geringer (0,115), als die des zweiten (0,158)*).

*) Eine von dem englischen Generalregistrator berechnete „richtige“ Northamptontafel von 1849 darf mit der von Price nicht ver-

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
0	11650	1340	25,18	33	4160	75	26,72	66	1552	80	0,42
1	8650	1367	32,74	34	4085	75	26,20	67	1472	80	9,96
2	7283	502	37,79	35	4010	75	25,68	68	1392	80	9,50
3	6781	335	39,55	36	3935	75	25,16	69	1312	80	9,05
4	6446	197	40,58	37	3860	75	24,64	70	1232	80	8,60
5	6249	184	40,84	38	3785	75	24,12	71	1152	80	8,17
6	6065	140	41,07	39	3710	75	23,60	72	1072	80	7,74
7	5925	110	41,03	40	3635	76	23,08	73	992	80	7,33
8	5815	80	50,79	41	3559	77	22,56	74	912	80	6,92
9	5735	60	40,36	42	3482	78	22,04	75	832	80	6,54
10	5675	52	39,78	43	3404	78	21,54	76	752	77	6,18
11	5623	50	39,14	44	3326	78	21,03	77	675	73	5,83
12	5573	50	38,49	45	3248	78	20,52	78	602	68	5,48
13	5523	50	37,83	46	3170	78	20,02	79	544	65	5,11
14	5473	50	37,17	47	3092	78	19,51	80	469	63	4,75
15	5423	50	36,51	48	3014	78	19,00	81	406	60	4,41
16	5373	53	35,85	49	2936	79	18,49	82	346	57	4,09
17	5320	58	35,20	50	2857	81	17,99	83	289	55	3,80
18	5262	63	34,58	51	2776	82	17,50	84	234	48	3,58
19	5199	67	33,99	52	2694	82	17,02	85	186	41	3,37
20	5132	72	33,43	53	2612	82	16,54	86	145	34	3,19
21	5060	75	32,90	54	2530	82	16,06	87	111	28	3,01
22	4985	75	32,39	55	2448	82	15,58	88	83	21	2,86
23	4910	75	31,88	56	2366	82	15,10	89	62	16	2,66
24	4835	75	31,36	57	2284	82	14,63	90	46	12	2,41
25	4760	75	30,85	58	2202	82	14,15	91	34	10	2,09
26	4685	75	30,33	59	2120	82	13,68	92	24	8	1,75
27	4610	75	29,82	60	2038	82	13,21	93	16	7	1,37
28	4535	75	29,30	61	1956	82	12,75	94	9	5	1,05
29	4460	75	28,79	62	1874	81	12,28	95	4	3	0,75
30	4385	75	28,27	63	1793	81	11,81	96	1	1	0,50
31	4310	75	27,76	64	1712	80	11,35	97	0	0	0,00
32	4235	75	27,24	65	1632	80	10,88				

8. **Milnes Carlisle-Tafel.** Hat praktische Bedeutung, aber mässig technischen Werth. Material: 1616 Todesfälle zweier Kirchspiele zu Carlisle während 8 Jahren und zwei Volkszählungen derselben Stadt. Methode: die verbesserte. Zu grosse Kindersterblichkeit, sonst naturgemäss. Graduation mangelhaft.

---

wechselt werden. Sie ist zwar nach der verbesserten Methode construirt, stützt sich aber auf ein zu beschränktes Material (1282 Todesfälle), wesswegen das Resultat nicht einmal dasjenige der Carlisle-Tafel erreicht. In der englischen Praxis unberücksichtigt, in der deutschen dagegen in einem einzigen Fall angewendet.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
0	10000	1539	38,72	35	5362	55	31,00	70	2401	124	9,17
1	8461	682	44.67	36	5307	56	30,32	71	2277	134	8,65
2	7779	505	47,55	37	5251	57	29,64	72	2143	146	8,16
3	7274	276	49,81	38	5194	58	28,96	73	1997	156	7,72
4	6998	201	50,76	39	5136	61	28,28	74	1841	166	7,33
5	6797	121	51.24	40	5075	66	27,61	75	1675	160	7,01
6	6676	82	51,17	41	5009	69	26,97	76	1515	156	6,69
7	6594	58	50,80	42	4940	71	26,34	77	1359	143	6,40
8	6536	43	50,24	43	4869	71	25,71	78	1213	132	6,12
9	6493	33	49,57	44	4798	71	25,09	79	1081	128	5,80
10	6460	29	48,82	45	4727	70	24,46	80	953	116	5,51
11	6431	31	48,04	46	4657	69	23,82	81	837	112	5,21
12	6400	32	47,27	47	4588	67	23,17	82	725	102	4,93
13	6368	33	46,51	48	4521	63	22,50	83	623	94	4,65
14	6335	35	45,75	49	4458	61	21,81	84	529	84	4,39
15	6300	39	45,00	50	4397	59	21,11	85	445	78	4,12
16	6261	42	44,27	51	4338	62	20,39	86	367	71	3,90
17	6219	43	43.57	52	4276	65	19,68	87	296	64	3,71
18	6176	43	42,87	53	4211	68	18,97	88	232	51	3,59
19	6133	43	42,17	54	4143	70	18,28	89	181	39	3,47
20	6090	43	41,46	55	4073	73	17,58	90	142	37	3,28
21	6047	42	40,75	56	4000	76	16,89	91	105	30	3,26
22	6005	42	40,04	57	3924	82	16,21	92	75	21	3,37
23	5963	42	39,31	58	3842	93	15,55	93	54	14	3,48
24	5921	42	38,59	59	3749	106	14,92	94	40	10	3,50
25	5879	43	37,86	60	3643	122	14,34	95	30	7	3,53
26	5836	43	37,14	61	3521	126	13,82	96	23	5	3,46
27	5793	45	36,41	62	3395	127	13,31	97	18	4	3,28
28	5748	50	35,69	63	3268	125	12,81	98	14	3	3,07
29	5698	56	35,00	64	3143	125	12,30	99	11	2	2,77
30	5642	57	34,34	65	3018	124	11,79	100	9	2	2,28
31	5585	57	33,68	66	2894	123	11,27	101	7	2	1,79
32	5528	56	33,03	67	2771	123	10,75	102	5	2	1,30
33	5472	55	32,36	68	2648	123	10,23	103	3	2	0,83
34	5417	55	31.68	69	2525	124	9,70	104	1	1	0,50

9. **Arthur Morgans Tafel der Equitable.** Hat sowohl praktische, als auch technische Bedeutung. Material: die Erfahrung der Equitable während $66^1/_3$ Jahren (21398 Versicherte und 5144 Todesfälle). Methode: die verbesserte oder directe. Sterblichkeit naturgemäss. Graduation nicht ganz befriedigend. Morgan hat in der Einleitung zu dieser Tafel den höchst wichtigen Nachweis geliefert, dass die Sterblichkeit gleichalteriger Personen in Lebensversicherungsbanken bedeutend differirt, d. h.

dass sie verhältnissmässig um so höher ist, je länger sie versichert gewesen und umgekehrt*).

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere. Lebensdauer.
10	5000	38	43,73	40	3496	53	25,65	70	1421	87	8,70
11	4962	38	43,06	41	3443	53	25,04	71	1334	87	8,23
12	4924	38	42,39	42	3390	53	24,42	72	1247	87	7.77
13	4886	38	41.72	43	3337	53	23,80	73	1160	87	7,32
14	4848	38	41,04	44	3284	53	23,18	74	1073	87	6,87
15	4810	39	40,36	45	3231	53	22.55	75	986	87	6,43
16	4771	40	39,68	46	3178	54	21,92	76	899	87	6,01
17	4731	40	39,02	47	3124	54	21,29	77	812	86	5,60
18	4691	42	38,34	48	3070	54	20,66	78	726	86	5.20
19	4649	45	37,69	49	3016	54	20,02	79	640	86	4,83
20	4604	50	37,05	50	2962	56	19,37	80	554	82	4,51
21	4554	54	36,45	51	2906	58	18,74	81	472	76	4,20
22	4500	56	35,88	52	2848	60	18,11	82	396	70	3,92
23	4444	58	35,33	53	2788	62	17,49	83	326	65	3,65
24	4386	58	34,79	54	2726	66	16.87	84	261	56	3,43
25	4328	58	34,25	55	2660	70	16,28	85	205	46	3,24
26	4270	58	33,71	56	2590	73	15,71	86	159	38	3,03
27	4212	58	33,16	57	2517	75	15,15	87	121	30	2,82
28	4154	58	32,62	58	2442	77	14,60	88	91	25	2,59
29	4096	58	32,07	59	2365	80	14,06	89	66	20	2,38
30	4038	57	31,53	60	2285	83	13,53	90	46	16	2,19
31	3981	56	30,97	61	2202	85	13,02	91	30	10	2,10
32	3925	56	30,41	62	2117	87	12,52	92	20	7	1,90
33	3869	55	29,84	63	2030	87	12,04	93	13	5	1,65
34	3814	53	29.26	64	1943	87	11,56	94	8	4	1,37
35	3761	53	28,67	65	1856	87	11,07	95	4	2	1,25
36	3708	53	28,07	66	1769	87	10,59	96	2	1	1,00
37	3655	53	27,47	67	1682	87	10.12	97	1	1	0,50
38	3602	53	26,87	68	1595	87	9,64	98	0	0	0,00
39	3549	53	26,26	69	1508	87	9,17				

10. Finlaisons Tafeln. Haben nur geringe praktische Bedeutung und mässig technischen Werth. Material: 22000 beobachtete Rentner und Tontinisten. Methode: die verbesserte. Seine Kindersterblichkeit ist auffallend gering, die Differenz der Sterblichkeit beider Geschlechter dagegen allzu gross, doch mit Ausnahme der Kinderjahre, wo sie

*) Gompertz hatte bereits früher (1825) auf diese **Erscheinung aufmerksam** gemacht und Edmonds nachher dieselbe eingehend **erörtert.** Der „Auslese der Leben" wird im **Supplementband ein besonderes** Capitel gewidmet werden.

verschwindend klein (bis auf 0) erscheint; seine Resultate stimmen darin weder mit den Resultaten ganzer Völkerschaften, noch mit denjenigen anderer geschlossenen Gesellschaften überein und müssen demnach als naturwidrig bezeichnet werden. Trotz grossem Aufwand und 8jähriger Bearbeitung des Materials ist die Graduation sehr mangelhaft: ein 40jähriger Mann hat ganz die nämliche Sterbenswahrscheinlichkeit als ein 30jähriger (0,012); ein 22jähriger hat 0,0147 und ein 28jähriger wiederum nur 0,012!

	Männer.			Frauen.				Männer.			Frauen.		
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
0	1000	19	50,16	1000	19	55,51	34	696	9	30,79	748	8	34,94
1	981	18	50.12	981	14	55,57	35	687	8	30,19	740	8	34,32
2	963	14	50,05	967	12	55,27	36	679	9	29,54	732	8	33,68
3	949	12	49,78	955	10	55,06	37	670	8	28,91	724	8	33,05
4	937	10	49,41	945	10	54,64	38	662	9	28,27	716	8	32,41
5	927	8	48,94	935	9	54,22	39	653	9	27,65	708	8	31,77
6	919	7	48,36	926	7	53.73	40	644	8	27,03	700	7	31,13
7	912	6	47,73	919	6	53,14	41	636	9	26,37	693	8	30,44
8	906	5	47,04	913	5	52,49	42	627	8	25,74	685	8	29,64
9	901	5	46,30	908	5	51,78	43	619	9	25,07	677	8	29,12
10	896	5	45.52	903	4	51,06	44	610	8	24,41	669	8	28,47
11	891	5	44,81	899	4	50,28	45	602	8	23,75	661	7	27,81
12	886	5	44,06	895	3	49,51	46	594	8	23,06	654	8	27,11
13	881	5	43,30	892	5	48,67	47	586	8	22,37	646	8	26,59
14	876	4	42,55	887	4	47,94	48	578	8	21,67	638	7	25,76
15	872	6	41,74	883	7	47,16	49	570	9	20,97	631	8	25,04
16	866	6	41,04	876	6	46.53	50	561	9	20,30	623	7	24,36
17	860	6	40,31	870	7	45,85	51	552	10	19,62	616	8	23,63
18	854	8	39,59	863	7	45,22	52	542	11	18,97	608	7	22,93
19	846	9	38,96	856	8	44,58	53	531	11	18,35	601	8	22,19
20	837	10	38,37	848	7	44,00	54	520	12	17,73	593	8	21,32
21	827	11	37,83	841	7	43,36	55	508	13	17,14	585	9	20,77
22	816	12	37,33	834	7	42,72	56	495	13	16,58	576	8	20,09
23	804	11	36,88	827	7	42,08	57	482	14	16,01	568	9	19,37
24	793	11	36,39	820	7	41,43	58	468	14	15,47	559	10	18,67
25	782	11	35,89	813	8	40,78	59	454	14	14,93	549	10	18,00
26	771	10	35,40	805	7	40,18	60	440	14	14,39	539	10	17.33
27	761	10	34,86	798	7	39,53	61	426	13	13,85	529	10	16 64
28	751	9	34,31	791	7	38,88	62	413	14	13,27	519	11	15,95
29	742	10	33,73	784	7	38,21	63	399	14	12,72	508	12	15,29
30	732	9	33,18	777	7	37,56	64	385	15	12,16	496	12	14,65
31	723	9	32,59	770	7	36,90	65	370	15	11,64	484	13	14,00
32	714	9	31,99	763	8	36,23	66	355	16	11,11	471	14	13,37
33	705	9	31,39	755	7	35,61	67	339	17	10,61	457	14	12,77

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.
68	322	17	10,14	443	15	12,15	84	68	12	3,46	132	15	5,22
69	305	17	9,68	428	16	11,57	85	56	12	3,07	117	14	4,82
70	288	18	9,22	412	17	10,99	86	44	10	2,80	103	14	4,41
71	270	17	8,80	395	18	10,44	87	34	10	2,47	89	13	4,03
72	253	18	8,36	377	19	9,92	88	24	7	2,29	76	12	3,63
73	235	17	7,96	358	19	9,42	89	17	6	2,03	64	12	3,22
74	218	16	7,54	339	20	8,92	90	11	4	1,86	52	11	2,85
75	202	17	7,09	319	21	8,44	91	7	3	1,64	41	11	2,48
76	185	14	6,71	298	21	8,00	92	4	1	1,50	30	9	2,20
77	171	15	6,21	277	22	7,57	93	3	2	0,83	21	7	1,93
78	156	15	5,76	255	22	7,18	94	1	1	0,50	14	6	1,64
79	141	16	5,32	233	23	6,81	95				8	3	1,50
80	125	15	4,94	210	21	6,50	96				5	3	1,10
81	110	15	4,55	189	21	6,17	97				2	1	1,00
82	95	14	4,18	168	19	5,89	98				1	1	0,50
83	81	13	3,82	149	17	5,57							

11. Demonferrands französische Tafeln. Haben zwar geringe praktische und technische Bedeutung, aber als Volkstafeln sind sie immerhin beachtenswerth. Material: Geburten und Todesfälle der Bevölkerung 1817 bis 1832 incl., die Volkszählungsresultate pro 1820, 1831 und 1836, die Rekrutirungslisten pro 1815 und 1831; das Material theils fehlerhaft, theils lückenhaft. Methode: die verbesserte. Die Differenz der Sterblichkeit beider Geschlechter ziemlich naturgemäss. Die Graduation schlecht. Die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Männer sind z. B. für das 20. Lebensalter 0,0091, 21. 0,0163, 23. 0,0123 u. s. w.

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.
0	10000	1764	38,80	10000	1527	40,45
1	8236	530	46,00	8473	521	46,65
2	7706	293	48,13	7952	290	48,67
3	7413	193	49,01	7662	193	49,50
4	7220	145	49,31	7469	138	49,76
5	7075	113	49,31	7331	110	49,69
6	6962	90	49,10	7221	108	49,44

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.
7	6872	76	48,73	7113	58	49,18	54	4186	85	17,21	4370	94	16,91
8	6796	65	48,27	7055	62	48,58	55	4101	86	16,55	4276	96	16,27
9	6731	55	47,74	6993	53	48,01	56	4015	89	15,90	4180	95	15,64
10	6676	55	47,12	6940	45	47,37	57	3926	88	15,25	4085	103	14,99
11	6621	39	46,51	6895	38	46,68	58	3838	93	14,58	3982	103	14,36
12	6582	37	45,78	6857	42	45,93	59	3745	99	13,93	3879	118	13,73
13	6545	34	45,04	6815	28	45,21	60	3646	111	13,30	3761	118	13,15
14	6511	36	44,27	6787	44	44,40	61	3535	128	12,70	3643	132	12,56
15	6475	39	43,52	6743	43	43,68	62	3407	133	12,16	3511	138	12,01
16	6436	43	42,78	6700	45	42,96	63	3274	134	11,63	3373	144	11,48
17	6393	46	42,06	6655	44	42,25	64	3140	138	11,11	3229	146	10,97
18	6347	48	41,36	6611	46	41,53	65	3002	138	10,60	3083	149	10,47
19	6299	54	40,67	6565	47	40,81	66	2864	141	10,08	2934	150	9,97
20	6245	57	40,02	6518	51	40,10	67	2723	141	9,58	2784	151	9,48
21	6188	101	39,38	6467	58	39,42	68	2582	143	9,07	2633	152	9,00
22	6087	72	39,03	6409	47	38,77	69	2439	146	8,58	2481	156	8,52
23	6015	74	38,49	6352	59	38,11	70	2293	151	8,09	2325	156	8,06
24	5941	74	37,96	6293	57	37,46	71	2142	161	7,63	2169	167	7,60
25	5867	67	37,44	6236	57	36,80	72	1981	166	7,21	2002	170	7,19
26	5800	56	36,86	6179	56	36,14	73	1815	171	6,82	1832	176	6,81
27	5744	52	36,22	6123	55	35,46	74	1644	167	6,48	1656	174	6,48
28	5692	46	35,54	6068	56	34,78	75	1477	173	6,15	1482	166	6,19
29	5646	49	34,83	6012	56	34,10	76	1304	154	5,90	1316	155	5,90
30	5597	48	34,13	5956	56	33,41	77	1150	139	5,63	1161	143	5,63
31	5549	48	33,42	5900	61	32,73	78	1011	131	5,33	1018	128	5,35
32	5501	47	32,71	5839	58	32,06	79	880	120	5,05	890	118	5,04
33	5454	48	31,99	5781	59	31,38	80	760	109	4,77	772	112	4,74
34	5406	48	31,27	5722	59	30,70	81	651	103	4,48	660	108	4,46
35	5358	68	30,54	5663	60	30,01	82	548	102	4,23	552	101	4,23
36	5290	48	29,93	5603	60	29,33	83	446	88	4,09	451	87	4,07
37	5242	47	29,20	5543	61	28,64	84	358	73	3,97	364	91	3,92
38	5195	48	28,46	5482	60	27,95	85	285	60	3,85	273	42	4,06
39	5147	50	27,72	5422	62	27,26	86	225	47	3,75	231	49	3,70
40	5097	50	26,98	5360	63	26,57	87	178	40	3,61	182	40	3,57
41	5047	51	26,25	5297	63	25,88	88	138	30	3,51	142	33	3,43
42	4996	56	25,51	5234	64	25,18	89	108	24	3,34	109	25	3,32
43	4940	59	24,79	5170	66	24,49	90	84	20	3,15	84	20	3,15
44	4881	61	24,09	5104	66	23,80	91	64	15	2,98	64	15	2,98
45	4820	62	23,39	5038	67	23,10	92	49	13	2,74	49	13	2,74
46	4758	64	22,68	4971	68	22,41	93	36	9	2,56	36	9	2,56
47	4694	64	21,99	4903	70	21,71	94	27	8	2,24	27	8	2,24
48	4630	66	21,28	4833	70	21,02	95	19	6	1,97	19	6	1,97
49	4564	72	20,58	4763	72	20,32	96	13	5	1,65	13	5	1,65
50	4492	66	19,91	4691	73	19,63	97	8	4	1,38	8	4	1,38
51	4426	74	19,20	4618	74	18,93	98	4	2	1,25	4	2	1,25
52	4352	83	18,51	4544	84	18,2[illegible]	99	2	1	1,00	2	1	1,00
53	4269	83	17,86	4460	90	17,56	1[illegible]	1	1	0,50	1	1	0,50

12. Brunes Tafeln. Haben zwar praktische Bedeutung, aber mässig technischen Werth. Material: die Erfahrung der preussischen Wittwenverpflegungsanstalt während 69 Jahren. Methode: die verbesserte. Die Differenz der relativen Zahlen der Todten beider Geschlechter ist mehr oder weniger naturwidrig. Vom 21. bis 34. Lebensjahre sind die Zahlen der todten Frauen 114 bis 33% höher, als die der todten Männer; vom 50. bis 90. Lebensjahre sind die Zahlen der todten Männer dagegen 31 bis 104% höher, als die der todten Frauen. Obgleich die älteren Tafeln von 1837 grössere praktische Anwendung gefunden haben, als die neueren von 1847, so sind dennoch die letzteren hier aufgeführt, theils weil sie auf ein grösseres Material basirt sind, theils weil doch wenigstens die ganz ungereimte Sterblichkeit der 87jährigen Männer der älteren Tafeln in den neueren corrigirt worden ist.

	Männer.			Frauen.				Männer.			Frauen.		
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
16				10000	162	40,74	37	8210	85	27,48	7636	93	29,19
17				9838	156	40,22	38	8125	89	26,76	7543	92	28,54
18				9682	149	39,86	39	8036	93	26,05	7451	90	27,89
19				9533	141	39,47	40	7943	96	25,35	7361	88	27,22
20				9392	132	39,06	41	7847	98	24,66	7273	86	26,55
21	9260	58	39,51	9260	124	38,61	42	7749	100	23,96	7187	85	25,86
22	9202	58	38,76	9136	117	38,12	43	7649	103	23,27	7102	84	25,16
23	9144	59	38,00	9019	111	37,61	44	7546	106	22,58	7018	84	24,46
24	9085	60	37,24	8908	106	37,08	45	7440	110	21,89	6934	85	23,75
25	9025	61	36,49	8802	102	36,52	46	7330	114	21,21	6849	87	23,04
26	8964	61	35,73	8700	100	35,94	47	7216	119	20,54	6762	88	22,33
27	8903	61	34,97	8600	99	35,35	48	7097	124	19,88	6674	90	21,61
28	8842	62	34,21	8501	99	34,76	49	6973	128	19,22	6584	92	20,90
29	8780	63	33,45	8402	98	34,16	50	6845	131	18,57	6492	95	20,19
30	8717	64	32,69	8304	97	33,56	51	6714	135	17,92	6397	98	19,48
31	8653	66	31,92	8207	97	32,95	52	6579	139	17,28	6299	102	18,78
32	8587	69	31,17	8110	96	32,34	53	6440	144	16,64	6197	107	18,08
33	8518	73	30,41	8014	96	31,72	54	6296	149	16,01	6090	114	17,39
34	8445	76	29,67	7918	95	31,10	55	6147	155	15,39	5976	123	16,71
35	8369	78	28,94	7823	94	30.47	56	5992	162	14,78	5853	131	16,05
36	8291	81	28,21	7729	93	29,83	57	5830	168	14,17	5722	139	15,41

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Sterbende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Sterbende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.
58	5662	175	13,58	5583	146	14,78	79	1103	149	4,65	1330	171	5,23
59	5487	183	12,99	5437	151	14,16	80	954	137	4,29	1159	159	4,92
60	5304	192	12,43	5286	156	13,55	81	817	128	3,93	1000	151	4,63
61	5112	202	11,87	5130	161	12,95	82	689	121	3,57	849	143	4,36
62	4910	211	11,34	4969	167	12,35	83	568	114	3,22	706	131	4,14
63	4699	218	10,83	4802	175	11,77	84	454	104	2,90	575	114	3,97
64	4481	223	10,33	4627	185	11,19	85	350	89	2,62	461	95	3,83
65	4258	226	9,85	4442	196	10,64	86	261	74	2,34	366	77	3,70
66	4032	228	9,37	4246	208	10,10	87	187	60	2,07	289	61	3,55
67	3804	231	8,90	4038	219	9,60	88	127	47	1,81	228	48	3,36
68	3573	235	8,44	3819	228	9,12	89	80	34	1,58	180	39	3,13
69	3338	238	8,00	3591	235	8,67	90	46	22	1,37	141	33	2,85
70	3100	241	7,58	3356	239	8,24	91	24	13	1,17	108	28	2,57
71	2859	242	7,18	3117	240	7,83	92	11	7	0,95	80	23	2,30
72	2617	243	6,79	2877	240	7,45	93	4	3	0,75	57	19	2,03
73	2374	242	6,44	2637	239	7,08	94	1	1	0,50	38	14	1,79
74	2132	237	6,11	2398	235	6,73	95				24	10	1,54
75	1895	228	5,81	2163	228	6,41	96				14	7	1,29
76	1667	210	5,54	1935	217	6,11	97				7	4	1,07
77	1457	188	5,27	1718	202	5,82	98				3	2	0,83
78	1269	166	4,97	1516	186	5,52	99				1	1	0,50

13. Tafel der 17 englischen Gesellschaften. Hat grosse praktische Bedeutung und technischen Werth. Material: 83905 beobachtete Leben und 13781 Todesfälle während 78 Jahren in den 17 Gesellschaften: Equitable, Amicable, Alliance, British Commercial, Crown, Economic, Guardian, Imperial, Law Life, London Life, Norwich Union, Promotor, Scottish Widows Fund, Sun, Universal und University. Es waren zwar 40616 Leben nach Geschlecht unterschieden (36414 Männer, 4202 Frauen), und es ging aus denselben hervor, dass die Lebensdauer der Frauen vom 20. bis gegen das 40. Lebensjahr etwas geringer, vom 40. und aufwärts dagegen ein wenig grösser, als die der Männer war, aber für das Endresultat verzichtete man auf verschiedene Tafeln für beide Geschlechter. Methode: die directe oder verbesserte. Die Sterblichkeit ist naturgemäss*) und die Graduation vorzüglich.

*) Der Umstand, dass einzelne der beobachteten Personen in mehreren der betreffenden Gesellschaften zugleich versichert

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
10	100000	676	48,36
11	99324	674	47,68
12	98650	672	47,01
13	97978	671	46,33
14	97307	671	45,64
15	96636	671	44,96
16	95965	672	44,27
17	95293	673	43,58
18	94620	675	42,88
19	93945	677	42,19
20	93268	680	41,49
21	92588	683	40,79
22	91905	686	40,09
23	91219	690	39,39
24	90529	694	38,68
25	89835	698	37,98
26	89137	703	37,27
27	88434	708	36,56
28	87726	714	35,86
29	87012	720	35,15
30	86292	727	34,43
31	85565	734	33,72
32	84831	742	33,01
33	84089	750	32,30
34	83339	758	31,58
35	82581	767	30,87
36	81814	776	30,15
37	81038	785	29,44
38	80253	795	28,72
39	79458	805	28,00

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
40	78653	815	27,28
41	77838	826	26,56
42	77012	839	25,84
43	76173	857	25,12
44	75316	881	24,40
45	74435	909	23,69
46	73526	944	22,97
47	72582	981	22,27
48	71601	1021	21,56
49	70580	1063	20,87
50	69517	1108	20,18
51	68409	1156	19,50
52	67253	1207	18,82
53	66046	1261	18,16
54	64785	1316	17,50
55	63469	1375	16,86
56	62094	1436	16,22
57	60658	1497	15,59
58	59161	1561	14,97
59	57600	1627	14,37
60	55973	1698	13,77
61	54275	1770	13,18
62	52505	1844	12,61
63	50661	1917	12,05
64	48744	1990	11,51
65	46754	2061	10,97
66	44693	2128	10,46
67	42565	2191	9,96
68	40374	2246	9,47
69	38128	2291	9,00

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
70	35837	2327	8,54
71	33510	2351	8,10
72	31159	2362	7,67
73	28797	2358	7,26
74	26439	2339	6,86
75	24100	2303	6,48
76	21797	2249	6,11
77	19548	2179	5,76
78	17369	2092	5,42
79	15277	1987	5,09
80	13290	1866	4,78
81	11424	1730	4,48
82	9694	1582	4,18
83	8112	1427	3,90
84	6685	1268	3,63
85	5417	1111	3,36
86	4306	958	3,10
87	3348	811	2,84
88	2537	673	2,59
89	1864	545	2,35
90	1319	427	2,11
91	892	322	1,89
92	570	231	1,67
93	339	155	1,47
94	184	95	1,28
95	89	52	1,12
96	37	24	0,99
97	13	9	0,89
98	4	3	0,75
99	1	1	0,50

14. Heyms sächsische Tafel. Als einzig gute deutsche Volkstafel ist sie von Bedeutung, hat aber nur technischen Werth. Material: vier Volkszählungen des Königreichs Sachsen (1840, 43, 46, 49) und die Todtenlisten desselben Landes 1838 bis 49. Methode: die verbes-

---

waren und mithin zwei oder mehrmals als Lebende, resp. Gestorbene gezählt wurden, den Finlaison als einen bedeutenden Fehler bezeichnete, und worauf Lazarus neuerdings zurückkommt, hat auf das Resultat bei hinlänglich grossen Beobachtungsfällen einen allzu geringen Einfluss, um als Fehler der Näherungswerthe einer Mortalitätstafel zu figuriren. Downe und Fischer haben so ziemlich die nämliche Ansicht ausgesprochen.

serte. Die Sterblichkeit ist naturgemäss und die Graduation ziemlich befriedigend.

Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
20	6415	47	39,31	46	4952	75	20,78	72	1651	174	6,13
21	6368	47	38,59	47	4877	76	20,09	73	1477	169	5,80
22	6321	47	37,88	48	4801	77	19,40	74	1308	163	5,48
23	6274	46	37,16	49	4724	81	18,71	75	1145	154	5,19
24	6228	46	36,43	50	4643	83	18,03	76	991	142	4,92
25	6182	48	35,70	51	4560	87	17,35	77	849	129	4,66
26	6134	49	34,97	52	4473	92	16,68	78	720	116	4,40
27	6085	50	34,25	53	4381	98	16,02	79	604	104	4,15
28	6035	50	33,53	54	4283	103	15,37	80	500	93	3,91
29	5985	52	32,80	55	4180	110	14,74	81	407	77	3,69
30	5933	52	32,09	56	4070	114	14,12	82	330	68	3,44
31	5881	55	31,37	57	3956	118	13,51	83	262	58	3,20
32	5826	56	30,66	58	3838	122	12,91	84	204	49	2,97
33	5770	57	29,95	59	3716	128	12,32	85	155	41	2,75
34	5713	58	29,24	60	3588	135	11,74	86	114	32	2,55
35	5655	60	28,54	61	3453	138	11,18	87	82	25	2,35
36	5595	59	27,84	62	3315	146	10,63	88	57	19	2,17
37	5536	60	27,13	63	3169	152	10,09	89	38	14	2,00
38	5476	61	26,42	64	3017	159	9,58	90	24	9	1,88
39	5415	61	25,72	65	2858	166	9,08	91	15	6	1,70
40	5354	62	25,00	66	2692	169	8,61	92	9	4	1,50
41	5292	63	24,29	67	2523	172	8,15	93	5	2	1,30
42	5229	66	23,58	68	2351	173	7,71	94	3	2	0,83
43	5163	67	22,87	69	2178	175	7,29	95	1	1	0,50
44	5096	71	22,17	70	2003	174	6,88	96	0	0.	0,00
45	5025	73	21,47	71	1829	178	6,49				

15. Quetelets belgische Tafeln. Material: Volkszählungslisten pro 1856 (4529560 Lebende) und Todtenregister. Methode: die verbesserte. Hat nur als Volkstafel Werth, ist aber ohne praktischen Erfolg geblieben.

	Männer.			Frauen.				Männer.			Frauen.		
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
0	1000	162	37,42	1000	136	38,95	6	710	8	46,12	730	10	46,77
1	838	56	43,56	864	56	44,01	7	702	7	45,63	720	8	46,41
2	782	30	45,63	808	31	46,02	8	695	6	45,09	712	7	45,93
3	752	18	46,44	777	21	46,84	9	689	5	44,48	705	6	45,38
4	734	14	46,57	756	15	47,13	10	684	5	43,80	699	5	44,77
5	720	10	46,47	741	11	47,07	11	679	4	43,12	694	4	44,09

	Männer.			Frauen.				Männer.			Frauen.		
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
12	675	3	42,37	690	3	43,54	56	358	9	14,83	365	7	16,72
13	672	3	41,56	687	3	42,52	57	349	9	14,20	358	7	16,04
14	669	3	40,74	684	3	41,71	58	340	10	13,57	351	7	15,34
15	666	3	39,92	681	3	40,89	59	330	11	12,96	344	7	14,65
16	663	4	39,10	678	4	40,07	60	319	12	12,39	337	8	13,94
17	659	5	38,33	674	5	39,30	61	307	13	11,86	329	8	13,27
18	654	7	37,62	669	9	38,59	62	294	14	11,36	321	10	12,59
19	647	7	37,03	660	10	38,11	63	280	15	10,90	311	10	11,97
20	640	7	36.43	650	9	37,69	64	265	15	10,49	301	11	11,35
21	633	7	35,82	641	10	37,21	65	250	15	10,09	290	11	10,77
22	626	8	35,22	631	9	36,80	66	235	15	9,70	279	12	10,17
23	618	7	34,67	622	8	36,32	67	220	15	9,33	267	14	9,61
24	611	7	34,06	614	7	35,78	68	205	13	8,98	253	15	9,11
25	604	7	33,45	607	7	35,20	69	192	13	8,55	238	17	8,65
26	597	8	32,84	600	6	34,60	70	179	13	7,55	221	17	8,28
27	589	8	32,28	594	6	33,94	71	166	13	7,74	204	17	7,93
28	581	7	31,71	588	6	33,29	72	153	14	7,55	187	17	7,60
29	574	8	31.09	582	6	32,62	73	139	14	7,04	170	16	7,32
30	566	8	30,53	576	6	31,96	74	125	14	6,77	154	17	7,02
31	558	8	29,96	570	8	31,29	75	111	12	6,56	137	14	6,83
32	550	9	29,20	562	7	30,55	76	99	11	6,30	123	13	6,55
33	541	8	28,87	555	8	30,11	77	88	10	6,02	110	12	6,27
34	533	8	28,29	547	8	29,54	78	78	9	5,74	98	11	5,98
35	525	8	27,72	539	8	28,97	79	69	9	5,41	87	11	5,67
36	517	8	27,14	531	8	28,40	80	60	8	5,16	76	10	5,42
37	509	8	26,56	523	8	27,83	81	52	7	4,87	66	9	5,16
38	501	8	25,97	515	8	27,24	82	45	7	4,55	57	9	4,90
39	493	9	25,38	507	8	26,68	83	38	6	4,30	48	7	4,72
40	484	9	24,85	499	8	26,10	84	32	6	4,01	41	6	4,44
41	475	8	24,31	491	8	25,51	85	26	5	3,82	35	6	4.12
42	467	8	23,72	483	8	24,82	86	21	4	3,61	29	5	3,87
43	459	8	23,12	475	8	24,33	87	17	4	3,34	24	5	3,57
44	451	8	22,52	467	8	23,74	88	13	3	3,22	19	4	3,37
45	443	8	21.92	459	8	23,15	89	10	3	3,04	15	4	3,14
46	435	9	21,31	451	9	22,55	90	7	2	3,13	11	3	3,10
47	426	8	20,75	442	9	22,00	91	5	1	3,18	8	2	3,07
48	418	8	20,14	433	9	21,44	92	4	1	2,85	6	1	2,93
49	410	7	19,52	424	9	20,89	93	3	0,6	2,63	5	1,3	2,42
50	403	7	18,85	415	9	20,33	94	2,4	0,7	2,17	3,7	1,3	2,07
51	396	7	18,18	406	9	19,77	95	1,7	0,6	1,85	2,4	0.9	1,96
52	389	7	17,50	397	8	19,21	96	1,1	0,5	1,59	1,5	0,5	1.83
53	382	8	16,81	389	8	18,59	97	0,6	0,2	1,50	1,0	0,4	1.50
54	374	8	16,16	381	8	17,97	98	0,4	0,2	1,00	0,6	0.2	1,17
55	366	8	15,50	373	8	17,35	99	0,2	0,2	0,50	0,4	0,4	0,50

16. Farrs englische Tafeln. Haben technischen Werth und, obwohl Volkstafeln, dennoch grosse praktische Bedeutung erlangt. Material: die Volkszählungsresultate

pro 1841 und 1851 in England und Wales und die Todtenregister derselben 1838 bis 1854 (6470720 Todesfälle). Methode: die verbesserte. Diese Tafeln von 1864 sind sowohl in Bezug auf das umfangreiche Material, als auch wegen der ausgezeichneten Bearbeitung desselben als die besten aller vorhandenen Volkstafeln zu bezeichnen. Die Differenz der Sterblichkeit beider Geschlechter ist naturgemäss, d. h. die Sterblichkeit der Männer ist vom 8. bis 37. Lebensjahre ein wenig geringer als die der Frauen, vom 40. an und aufwärts ist das Verhältniss umgekehrt. Graduation befriedigend*).

	Männer.		Frauen.			Männer.		Frauen.	
Alter.	Lebende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Mittlere Lebensdauer.
0	511745	39,91	488255	41,85	21	330844	38,80	326323	39,63
1	428026	46,65	422481	47,31	22	328043	38,13	323456	38,98
2	400505	48,83	396322	49,40	23	325207	37,46	320544	38,33
3	386290	49,61	382299	50,20	24	322339	36,79	317592	37,68
4	377077	49,81	373056	50,43	25	319442	36,12	314603	37,04
5	370358	49,71	366460	50,33	26	316516	35,44	311579	36,39
6	365325	49,39	361594	50,00	27	313562	34,77	308524	35,75
7	361372	48,92	357779	49,53	28	310581	34,10	305440	35,10
8	358062	48,37	354530	48,98	29	307572	33,43	302328	34,46
9	355328	47,74	351806	48,35	30	304534	32,76	299190	33,81
10	353031	47,05	349478	47,67	31	301466	32,09	296027	33,17
11	351048	46,31	347433	46,95	32	298366	31,42	292840	32,53
12	349272	45,54	345572	46,20	33	295232	30,74	289631	31,88
13	347606	44,76	343807	45,44	34	292061	30,07	286398	31,23
14	345969	43,97	342062	44,66	35	288850	29,40	283143	30,59
15	344290	43,18	340273	43,90	36	285596	28,73	279864	29,94
16	342509	42,40	338385	43,14	37	282296	28,06	276563	29,29
17	340581	41,64	336356	42,40	38	278944	27,39	273237	28,64
18	338469	40,90	334151	41,67	39	275538	26,72	269887	27,99
19	336149	40,17	331751	40,97	40	272073	26,06	266511	27,34
20	333608	39,48	329142	40,29	41	268544	25,39	263109	26,69

*) Die mittlere Lebensdauer dieser sowohl, als auch die der nächstfolgenden Tafeln ist nach einer anderen, als der von mir oben S. 190 angegebenen Methode berechnet. Die Resultate beider Methoden sind aber nur wenig verschieden. Für die mathematischen Rechnungen füge ich hier die in den Tafeln weggelassenen Lebenden bis zum höchsten Alter (107, resp. 108) bei. Sie sind für 101 und aufwärts für Männer: 46, 25, 14, 7, 4, 2, 1 und für Frauen: 85, 49, 27, 15, 8, 4, 2, 1.

Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Männer. Lebende.	Männer. Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Frauen. Mittlere Lebensdauer.
42	264948	24,73	259678	26,03	72	98919	7,62	108505	8,13
43	261280	24,07	256219	25,38	73	91149	7,22	100807	7,71
44	257534	23,41	252729	24,72	74	83416	6,85	93071	7,31
45	253708	22,76	249207	24,06	75	75777	6,49	85347	6,93
46	249796	22,11	245652	23,40	76	68294	6,15	77694	6,56
47	245795	21,46	242061	22,74	77	61026	5,82	70173	6,21
48	241700	20,82	238434	22,08	78	54036	5,51	62844	5,88
49	237508	20,17	234769	21,42	79	47381	5,21	55773	5,56
50	233216	19,54	231064	20,75	80	41115	4,93	49018	5,26
51	228821	18,90	227318	20,09	81	35283	4,66	42636	4,98
52	224195	18,28	223530	19,42	82	29922	4,41	36677	4,71
53	219437	17,67	219698	18,75	83	25060	4,17	31181	4,45
54	214552	17,06	215822	18,08	84	20711	3,95	26178	4,21
55	209539	16,45	211576	17,43	85	16877	3,73	21688	3,98
56	204395	15,86	207137	16,79	86	13549	3,53	17716	3,76
57	199114	15,26	202509	16,17	87	10709	3,34	14258	3,56
58	193686	14,68	197692	15,55	88	8325	3,16	11296	3,36
59	188102	14,10	192683	14,94	89	6360	3,00	8802	3,18
60	182350	13,53	187477	14,34	90	4770	2,84	6739	3,01
61	176421	12,96	182068	13,75	91	3510	2,69	5066	2,85
62	170303	12,41	176449	13,17	92	2531	2,55	3735	2,70
63	163989	11,87	170614	12,60	93	1787	2,41	2698	2,55
64	157474	11,34	164557	12,05	94	1234	2,29	1908	2,42
65	150754	10,82	158275	11,51	95	833	2,17	1320	2,29
66	143833	10,32	151766	10,98	96	548	2,06	892	2,17
67	136718	9,83	145035	10,47	97	352	1,95	588	2,06
68	129421	9,36	138088	9,97	98	220	1,85	378	1,96
69	121963	8,90	130939	9,48	99	134	1,76	236	1,86
70	114370	8,45	123607	9,02	100	79	1,68	144	1,76
71	106675	8,03	116118	8,57					

17. Die Tafeln der 20 englischen Gesellschaften. Haben grossen technischen Werth und werden gewiss in der Zukunft ausgedehnte praktische Bedeutung erlangen. Material: 160426 Versicherte (130243 Männer, 16604 Frauen, ausserdem 11146 krank aufgenommene Männer und Frauen, und 2433 Leben mit aussergewöhnlicher Gefahr) und 26721 Todesfälle in den folgenden Gesellschaften: City of Glasgow, Clerical-Medical and General, Edinburgh, Equity and Law, Guardian, Life Association of Scotland, London Assurance, London and Provincial Law, Metropolitan, North British, Northern, Palladium, Pelican, Scottish Equitable, Scottish National, Scottish Provident, Scottish Union,

Scottish Widows Fund, Standard und Union. Die Tafel giebt verschiedene Werthe sowohl für beide Geschlechter, als auch für gesunde und nicht gesunde Leben, und weist nach, wie die Sterblichkeit mit der Dauer der Versicherung weit über das mittlere Maass hinausgeht.

Jetziges Alter der Versicherten.	Allgemeine Sterbenswahrscheinlichkeit für 1 Jahr.	Gesunde Leben (beide Geschlechter). Sterbenswahrscheinlichkeit nach Versicherungsdauer*):		
		soeben abgeschlossen.	5—10 Jahre versichert.	10 Jahre und aufwärts vers.
20—25	0,0071	0,0034	0,0090	0,0064
25—30	0,0073	0,0026	0,0100	0,0092
30—35	0,0085	0,0053	0,0097	0,0100
35—40	0,0097	0,0043	0,0110	0,0117
40—45	0,0109	0,0037	0,0119	0,0128
45—50	0,0136	0,0072	0,0144	0,0152
50—55	0,0172	0,0065	0,0185	0,0190
55—60	0,0235	0,0104	0,0247	0,0252
60—65	0,0338	0,0103	0,0350	0,0355
65—70	0,0490	0,0142	0,0506	0,0511
70—75	0,0723	0,0203	0,0735	0,0740

Methode: die verbesserte. Die Sterblichkeit ist vom Alter 15—55 wenig verschieden von derjenigen der Tafel der 17 englischen Gesellschaften; nach 55 und aufwärts durchgängig etwa 5% geringer für jedes Altersjahr. Die Sterblichkeit der Frauen stellt sich noch günstiger; doch ist sie bedeutend höher, als die der Männer aufwärts bis 50, nachher ist das Verhältniss umgekehrt. Die Sterblichkeit von nicht gesunden Leben ist in allen Altern unter 65 etwa 30% höher, als die der gesunden. Die Tafeln sind absichtlich noch nicht graduirt, um den Sachverständigen nicht die Gelegenheit zum Nachforschen über die faktische, zuweilen gar auffallende Unregelmässigkeit zu benehmen. Wir geben jetzt die Werthe, wie sie uns vorliegen.

---

*) Die Tafel wird folgendermaassen gelesen: von 10000 z. B. 30jährigen Personen sterben im Verlaufe eines Jahres nach der Mortalitätstafel 85; von 10000 30jährigen Personen, welche soeben ihr Leben versichert haben, nur 53, mithin 32 weniger; dagegen von 10000 30-jährigen, welche mit dem 25. Lebensjahre eingetreten sind, 97; von 10000 30jährigen, welche mit dem 20. Lebensjahre versichert wurden, 100, mithin resp. 12 und 15 Personen zu viel.

	Gesunde Leben bei der Aufnahme.										Kranke Leben bei der Aufnahme.		
	Männer.			Frauen.				Beiderlei Geschlechts.			Beiderlei Geschlechts.		
Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
10	10000	79	50,29	10000	124	48,18	10	10000	97	49,89	10000	0	45,56
11	9921	0	49,69	9876	0	47,78	11	9903	0	49,38	10000	0	44,56
12	9921	40	48,69	9876	0	46,78	12	9903	25	48,38	10000	0	43,56
13	9881	35	47,88	9876	0	45 78	13	9878	21	47,50	10000	0	42,56
14	9846	40	47,05	9876	107	44,78	14	9857	63	46,60	10000	0	41,56
15	9806	22	46,24	9769	122	44,27	15	9794	52	45,90	10000	0	40,56
16	9784	0	45,34	9647	66	43,82	16	9742	19	45,14	10000	135	39,56
17	9784	41	44,34	9581	19	43,11	17	9723	35	44,23	9865	0	39,09
18	9743	59	43,53	9562	49	42,20	18	9688	57	43,39	9865	0	38,09
19	9684	68	42,79	9513	105	41,42	19	9631	77	42,64	9865	186	37,09
20	9616	56	42,09	9408	69	40,87	20	9554	58	41,98	9679	96	36,80
21	9560	67	41,33	9339	54	40,17	21	9496	64	41,23	9583	152	36,16
22	9493	59	40,62	9285	49	39,40	22	9432	58	40,51	9431	110	35,73
23	9434	73	39,87	9236	82	38,61	23	9374	74	39,84	9321	181	35,15
24	9361	64	39,18	9154	120	37,95	24	9300	70	39,15	9140	47	34,84
25	9297	48	38,44	9034	86	37,40	25	9230	51	38,44	9093	121	34,01
26	9249	64	37,64	8948	100	36,80	26	9179	67	37,65	8972	108	33,47
27	9185	60	36,90	8848	117	36,21	27	9112	64	36,93	8864	132	32,87
28	9125	71	36,14	8731	92	35,69	28	9048	73	36,18	8732	77	32,36
29	9054	67	35,42	8639	120	35,07	29	8975	71	35,47	8655	107	31,64
30	8987	74	34,68	8519	86	34,55	30	8904	75	34,75	8548	119	31,03
31	8913	65	33,96	8433	93	33,90	31	8829	68	34,04	8429	98	30,46
32	8848	74	33,21	8340	119	33,27	32	8761	77	33,30	8331	88	29,81
33	8774	73	32.48	8221	75	32,75	33	8684	72	32,59	8243	85	29,13
34	8701	76	31,75	8146	98	32,04	34	8612	77	31,86	8158	95	28,43
35	8625	71	31,03	8048	95	31,43	35	8535	73	31,15	8063	104	27,76
36	8554	75	30,28	7953	106	30,80	36	8462	78	30,41	7959	115	27,11
37	8479	81	29,55	7847	89	30,21	37	8384	81	29,69	7844	73	26,51
38	8398	87	28,83	7758	88	29,55	38	8303	86	28,97	7771	116	25,75
39	8311	88	28,12	7670	96	28,88	39	8217	89	28,27	7655	111	25,13
40	8223	81	27,42	7574	95	28,24	40	8128	82	27,57	7544	103	24,49
41	8142	85	26,69	7479	103	27,59	41	8046	87	26,85	7441	102	23,82
42	8057	87	25,96	7376	91	26,97	42	7959	86	26,14	7339	114	23,15
43	7970	84	25,24	7285	105	26,30	43	7873	86	25,42	7225	96	22,51
44	7886	93	24,50	7180	80	25,68	44	7787	91	24,69	7129	103	21,80
45	7793	97	23,79	7100	86	24,96	45	7696	95	23,98	7026	145	21,11
46	7696	96	23,08	7014	119	24.26	46	7601	99	23,27	6881	103	20,95
47	7600	107	22,37	6895	102	23,68	47	7502	106	22,57	6778	104	20,26
48	7493	106	21,68	6793	94	23,02	48	7396	104	21,89	6674	119	19,57
49	7387	113	20,98	6699	79	22,34	49	7292	109	21,20	6555	129	18,92
50	7274	120	20,30	6620	104	21,60	50	7183	119	20,51	6426	159	18,29
51	7154	124	19,63	6516	78	20,94	51	7064	118	19,84	6267	141	17,73
52	7030	120	18,97	6438	132	20,18	52	6946	121	19,17	6126	139	17,13
53	6910	119	18,29	6306	85	19,60	53	6825	114	18,50	5987	151	16,52
54	6791	129	17,60	6221	104	18,86	54	6711	125	17,81	5836	188	15,93

Alter.	Gesunde Leben bei der Aufnahme. Männer. Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Frauen. Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Alter.	Beiderlei Geschlechts. Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.	Kranke Leben bei der Aufnahme. Beiderlei Geschlechts. Lebende.	Sterbende.	Mittlere Lebensdauer.
55	6662	153	16,93	6117	123	18,17	55	6586	149	17,14	5648	144	15,45
56	6509	150	16,32	5994	121	17,53	56	6437	146	16,53	5504	134	14,84
57	6359	152	15,69	5873	99	16,88	57	6291	144	15,90	5370	206	14,20
58	6207	156	15,07	5774	145	16,16	58	6147	154	15,26	5164	183	13,74
59	6051	153	14,44	5630	105	15,56	59	5993	146	14,64	4981	149	13,23
60	5898	184	13,80	5525	136	14,85	60	5847	176	13,99	4832	217	12,62
61	5714	186	13,23	5389	110	14,21	61	5671	174	13,42	4615	155	12,19
62	5528	191	12,66	5279	165	13,50	62	5497	187	12,83	4460	190	11,60
63	5337	200	12,09	5114	183	12,92	63	5310	197	12,26	4270	209	11,09
64	5137	206	11,54	4931	162	12,38	64	5113	199	11,72	4061	234	10,64
65	4931	215	11,01	4769	186	11,78	65	4914	210	11,17	3827	218	10,26
66	4716	220	10,49	4583	160	11,24	66	4704	210	10,65	3609	195	9,85
67	4496	220	9,98	4423	197	10,63	67	4494	216	10,12	3414	220	9,38
68	4276	237	9,46	4226	210	10,10	68	4278	232	9,61	3194	201	8,99
69	4039	246	8,99	4016	217	9,60	69	4046	241	9,13	2993	208	8,56
70	3793	213	8,54	3799	204	9,12	70	3805	212	8,68	2785	176	8,16
71	3580	222	8,02	3595	200	8,61	71	3593	218	8,16	2609	175	7,67
72	3358	268	7,52	3395	208	8,09	72	3375	256	7,65	2434	194	7,18
73	3090	243	7,12	3187	283	7,58	73	3119	253	7,24	2240	181	6,77
74	2847	300	6,69	2904	276	7,27	74	2866	295	6,83	2059	245	6,32
75	2547	241	6,42	2628	219	6,99	75	2571	236	6,56	1814	227	6,10
76	2306	245	6,03	2409	253	6,57	76	2335	248	6,17	1587	203	5,90
77	2061	224	5,69	2156	212	6,29	77	2087	222	5,85	1384	161	5,69
78	1837	226	5,33	1944	287	5,92	78	1865	240	5,48	1223	179	5,38
79	1611	219	5,00	1657	193	5,86	79	1625	214	5,22	1044	146	5,21
80	1392	196	4,71	1464	156	5,56	80	1411	186	4,93	898	109	4,98
81	1196	191	4,40	1308	177	5,17	81	1225	188	4,61	789	144	4.60
82	1005	173	4,14	1131	105	4,90	82	1037	156	4,36	645	91	4,52
83	832	172	3,90	1026	133	4,35	83	881	163	4,04	554	48	4,17
84	660	119	3,79	893	167	3,92	84	718	131	3,84	506	70	3,52
85	541	117	3,51	726	161	3,71	85	587	128	3,58	436	111	3,01
86	424	92	3,34	565	125	3,62	86	459	100	3,44	325	84	2,87
87	332	72	3,13	440	100	3,51	87	359	79	3,26	241	90	2,69
88	260	74	2,87	340	70	3,40	88	280	73	3,05	151	36	2,99
89	186	36	2,81	270	84	3,14	89	207	48	2,94	115	58	2,78
90	150	34	2,35	186	65	3,33	90	159	42	2,68	57	0	4,05
91	116	36	1,91	121	25	3,88	91	117	33	2,46	57	14	3,05
92	80	36	1,55	96	22	3.72	92	84	33	2,25	43	17	2,90
93	44	29	1,40	74	11	3,71	93	51	23	2,34	26	0	3,50
94	15	0	2,21	63	0	3,25	94	28	0	2,90	26	0	2,50
95	15	5	1,21	63	0	2,25	95	28	3	1,90	26	0	1,50
96	10	10	0,50	63	31	1,25	96	25	16	1,06	26	26	0,50
97				32	16	1,00	97	9	4	1,00			
98				16	16	0,50	98	5	5	0,50			

Vergleichende Zahlen der Lebenden nach verschiedenen Tafeln.

Alter.	Simpson	Northampton	Süssmilch	Deparcieux	Kersseboom	Price Schweden	Halley	Carlisle	Quetelet Belgien	Demonferrand	Farr England	Finlaison	Equitable	17 engl. Gesellsch.	20 engl. Gesellsch.	Heym Sachsen	Brune
0	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000					
1	680	742	750	745	804	781	855	846	851	835	851	981					
2	547	625	661	709	768	730	798	778	795	783	797	965					
3	496	582	618	682	736	695	760	727	765	754	769	952					
4	469	553	593	662	709	671	732	700	745	734	750	941					
5	452	536	579	647	688	656	710	680	731	720	737	931					
10	410	487	532	600	639	612	653	646	692	681	703	900	1000	1000	1000		
20	360	441	491	556	584	570	592	609	645	638	663	843	921	933	955	1000	1000
30	301	376	439	501	507	519	523	564	571	578	604	755	808	863	890	925	910
40	229	312	374	449	432	459	436	508	492	523	539	672	699	787	813	835	818
50	159	245	300	396	362	385	335	440	409	459	464	592	592	695	718	724	713
60	102	175	210	319	273	293	232	364	328	370	370	490	457	560	585	559	566
70	54	106	112	211	175	175	131	240	200	231	238	350	284	358	381	312	345
80	0	40	37	81	72	56	34	95	68	77	90	168	111	133	141	78	113
90	0	4	6	8	8	5	0	14	9	8	12	32	9	13	16	4	10
100	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Vergleichende Sterbenswahrscheinlichkeiten (w_a, d. h. die Gefahr, im nächsten Jahre zu sterben).

Alter.	Simpson	Northampton	Süssmilch	Deparcieux	Kersseboom	Price Schweden	Halley	Carlisle	Quetelet Belgien	Demonferrand	Farr England	Finlaison	Equitable	17 engl. Gesellsch.	20 engl. Gesellsch.	Heym Sachsen	Brune
0	0,320	0,259	0,250	0,255	0,196	0,220	0,145	0,154	0,149	0,165	0,149	0,019					
5	0,027	0,029	0,021	0,019	0,017	0,019	0,025	0,018	0,014	0,015	0,013	0,009					
10	0,012	0,009	0,011	0,010	0,009	0,009	0,011	0,005	0,007	0,007	0,006	0,005	0,008	0,007	0,010		
20	0,014	0,014	0,010	0,010	0,012	0,008	0,010	0,007	0,012	0,008	0,008	0,010	0,011	0,007	0,006	0,007	0,010
30	0,023	0,017	0,014	0,011	0,016	0,011	0,015	0,010	0,012	0,008	0,010	0,011	0,014	0,009	0,008	0,009	0,009
40	0,030	0,021	0,019	0,011	0,014	0,014	0,021	0,013	0,017	0,011	0,013	0,011	0,015	0,010	0,010	0,012	0,012
50	0,038	0,028	0,030	0,015	0,022	0,022	0,033	0,013	0,020	0,015	0,018	0,014	0,019	0,016	0,016	0,018	0,017
60	0,050	0,040	0,043	0 031	0,033	0,037	0,043	0,034	0,030	0,031	0,031	0,026	0,036	0,030	0,030	0,038	0,033
70	0,075	0,065	0,081	0,055	0,057	0,073	0,084	0,052	0,075	0,066	0,064	0,052	0,061	0,065	0,056	0,087	0,074
80		0,135	0,140	0,142	0,125	0,161	0,206	0,123	0,132	0,144	0,136	0,113	0,150	0,141	0,132	0,186	0,140

Vergleichende mittlere Lebensdauer.

							Price, Schweden.		Quetelet, Belgien.			Brune.		Demonferr., Frankreich.		Farr, England.						Finlaison.	
Alter.	Simpson.	Halley.	Northampton.	Süssmilch.	Kerseboom.	Equitable.	Männer.	Frauen.	Männer.	Frauen.	Heym, Sachsen.	Männer.	Frauen.	Männer.	Frauen.	Männer.	Frauen.	Deparcieux.	17 engl. Gesellsch.	20 engl. Gesellsch.	Carlisle.	Männer	Frauen.
5	36,1	41,5	40,8	43,3	44,5		45,6	48,0	46,5	47,1				49,3	49,7	49,7	50,3	48,3			51,3	48,9	54,2
10	34,6	39,9	39,8	41,9	42,7	43,7	43,9	46,3	43,8	44,8				47,1	47,4	47,1	47,7	46,8	48,4	49,9	48,8	45,5	51,1
15	31,7	36,8	36,5	38,6	39,6	40,4	40,6	42,8	39,9	40,9				43,5	43,7	43,2	43,9	43,5	45,0	45,9	45,0	41,7	47,2
20	28,7	33,5	33,4	35,0	36,3	37,1	37,0	39,2	36,4	37,7	39,3	40,3	39,1	40,0	40,1	39,5	40,3	40,2	41,5	42,0	41,5	38,4	44,0
25	25,8	30,3	30,9	31,8	33,3	34,3	33,7	35,6	33,5	35,2	35,7	36,5	36,5	37,4	36,8	36,1	37,0	37,2	38,0	38,4	37,9	35,9	40,8
30	23,3	27,2	28,3	28,6	31,0	31,5	30,3	32,2	30,5	32,0	32,1	32,7	33,6	34,1	33,4	32,8	33,8	34,1	34,4	34,8	34,3	33,2	37,6
35	21,0	24,4	25,7	25,5	28,4	28,7	27,1	29,0	27,7	29,0	28,5	28,9	30,5	30,5	30,0	29,4	30,6	31,0	30,9	31,2	31,0	30,2	34,3
40	19,0	21,6	23,1	22,6	25,5	25,7	23,8	25,2	24,9	26,1	25,0	25,4	27,2	27,0	26,6	26,1	27,3	27,5	27,3	27,6	27,6	27,0	31,1
45	17,2	19,1	20,5	19,7	22,4	22,6	20,7	22,6	21,9	23,2	21,5	21,9	23,7	23,4	23,1	22,8	24,1	24,0	23,7	24,0	24,5	23,8	27,8
50	15,2	16,6	18,0	17,0	19,4	19,4	17,7	19,3	18,9	20,3	18,0	18,6	20,2	19,9	19,6	19,5	20,8	20,4	20,2	20,5	21,1	20,3	24,4
55	13,2	14,3	15,6	14,5	16,7	16,3	15,0	16,2	15,5	17,4	14,7	15,4	16,7	16,6	16,3	16,5	17,4	17,3	16,9	17,1	17,6	17,1	20,8
60	11,1	11,8	13,2	12,1	14,1	13,5	12,2	13,1	12,4	13,9	11,7	12,4	13,6	13,3	13,2	13,5	14,3	14,3	13,8	14,0	14,3	14,4	17,3
65	8,8	9,4	10,9	10,0	11,6	11,1	9,8	10,5	10,1	10,8	9,1	9,8	10,6	10,6	10,5	10,8	11,5	11,3	11,0	11,2	11,8	11,6	14,0
70	6,6	7,0	8,6	8,2	9,2	8,7	7,6	7,9	7,6	8,3	6,9	7,6	8,2	8,1	8,1	8,5	9,0	8,6	8,5	8,7	9,2	9,2	11,0
75	3,7	5,2	6,5	6 8	6,9	6,4	5,9	6,0	6,6	6,8	5,2	5,8	6,4	6,2	6,2	6,5	6,9	6,5	6,5	6,6	7,0	7,1	8,4
80		3,8	4,8	5,5	5,1	4,5	4,3	4,5	5,2	5,4	3,9	4,3	4,9	4,8	4,7	4,9	5,3	4,7	4,8	4,9	5,5	4,9	6,5
85		2,0	3,4	4,3	3,5	3,2	3,2	3,4	3,8	4,1	2,8	2,6	3,8	3,9	4,1	3,7	4,0	3,2	3,4	3,6	4,1	3,1	4,8
90		0,0	2,4	3,0	2,5	2,2	2,0	2,6	3,1	3,1	1,9	1,4	2,9	3,2	3,2	2,8	3,0	1,8	2,1	2,7	3,3	1,9	2,9

DRITTE ABTHEILUNG.

Der Zinseszins und die Versicherungsarten auf das menschliche Leben nebst den Prämien und Reserven.

ACHTZEHNTES CAPITEL.

Der Zinseszins, die Bedeutung und Berechnung desselben.

Das Wort Kapital hat eine sehr verschiedene Bedeutung, je nachdem es im weiteren oder engeren Sinne aufgefasst wird; man verbindet aber allemal mit demselben den Begriff Vermögen, und zwar entweder 1) als producirenden Factor, oder 2) als Resultat des Producirens. Im ersteren Falle umfasst Kapital Alles, was ohne selbst Geld zu sein, fähig ist, Geld oder dessen Werth hervorzubringen, z. B. Boden, Grundstücke, Naturproducte, Arbeitskraft und alle zur Arbeit gehörigen Instrumente; im letzteren Falle ist Kapital gleich baarem Gelde, es sei nun, dass dieses in der Form von gemünztem Metall oder in Werthpapieren vorhanden ist. Als baares Geld kann das Kapital entweder a) todt d. h. nutzlos oder b) verwerthet sein. Der Ertrag dieser Verwerthung kann ferner a) ein unbestimmter sein, d. h. ohne Rücksicht auf Verwerthungshöhe und Zeitintervall, oder b) ein bestimmter, d. h. mit Bezug auf Verwerthungshöhe und Zeitintervall nach gewissen Normen und Regeln festgestellter. Diese letztere Art Verwerthung eines Kapitals heisst Verzinsung und den Ertrag selbst nennt man Zins oder Interesse. Die Höhe desselben wird nach Procenten berechnet und bezieht sich auf ein Jahr, wenn nicht ausdrücklich ein anderer Zeitraum (Tag, Monat u. s. w.) bestimmt ist. Die Zahl, welche angiebt, wie viel Zinsertrag vom Kapital 100 sich ergiebt, wird Zinsfuss genannt.

...anlage nach
...ägt denselben
...handenen, da-
...e, so entsteht
...setzter Zins

...fremder Kapi-
...l. Der Zins-
...gängig bedeu-
...nd schwankte
...bis 48%, in
...telalterlichen
..., ja unter den
...wurde er von
...gestellt und
... Staaten von
...en Zeit haben
...en. Wenn die
... das Zinsen-
...rbot lediglich
...en und hilfs-
... und Barm-
...ber auf den
... zu geschäft-
...esswegen hat
...h sanctionirt.
... Zins erlaubt
... Zinseszins
...pruch, indem
...weitere, sonst
...n Zinsen.
...inses ist all-
...zu nennen im
...es, von deren
...ch nicht be-
..., gewöhnlich
... verschiedene
... Tafel hervor:

Procent.	100 Thlr. Anlagekapital wächst durch einfachen Zins nach 50 Jahren		einfachen Zins nach 100 Jahren		Zinseszins nach 50 Jahren		Zinseszins nach 100 Jahren	
3	250	Thlr.	400	Thlr.	438	Thlr.	1922	Thlr.
4	300	„	500	„	711	„	5050	„
5	350	„	600	„	1147	„	13150	„
6	400	„	700	„	1842	„	33930	„
7	450	„	800	„	2946	„	86772	„
8	500	„	900	„	4690	„	219976	„
9	550	„	1000	„	7436	„	552904	„
10	600	„	1100	„	11739	„	1378061	„

Die immense Wirkung des Zinseszinses, der in 50 Jahren zu 6% das Anlagekapital über 18 Mal, in 100 Jahren gar über 339 Mal vergrössert, scheint ein Märchen zu sein, und dennoch ist sie nüchterne Thatsache! In dieser wunderbaren Wirkung liegt der Schlüssel zu den überraschenden Leistungen und Resultaten der grossen, alten Lebensversicherungsbanken, welche nicht allein kleine Prämienbeiträge in grosse Versicherungssummen umgewandelt, sondern obendrein hohe Dividenden gewähren, und bedeutende Fonds angesammelt haben. Jene Tafel sagt uns, welche Wirkung die Sparsamkeit hat, welche Reichthümer selbst in dem anscheinend so geringen Sparpfennig, in dem dem Armen geopferten Heller liegen. Wäre z. B. das Almosen im Werth von $1^1/_2$ Pfennigen, welches die arme Wittwe nach dem Evangelium im Jahre 33 nach Christi Geburt in den Armenstock legte, auf Zinseszinsen zu 4% angelegt, so würde es bis 1869 zu der immensen Summe von 75156,469633,174497,068850,590318,99599209274517 7Thlr. oder 75156 Quadrillionen, 469633 Trillionen, 174497 Billionen, 68850 Millionen, 590 Tausend, 318 Thaler 29 Silbergr. $10^1/_2$ Pf. angewachsen sein. Für dieses ungeheure Kapital haben wir fast keinen Maassstab in unseren grössten Verkehrsverhältnissen. Dasselbe ist über 15 Trillionen Mal grösser als der jährliche Werth des gesammten Welthandels, da dieser nur zu 5000 Millionen Thlr. veranschlagt wird. Ja es ist über 22 Trillionen Mal grösser, als das gesammte auf der ganzen Erde vorhandene Geld in Gold und Silber,

wenn wir dasselbe mit M'Cullock auf 500 Millionen Pfd. Sterling oder 3350 Millionen Thlr. schätzen.

Wir gehen jetzt zu der Berechnung des Zinseszinses über.

Da 100 Thlr. Anlagekapital zu einem Zinsfusse von z. B. 5 % nach 1 Jahre auf 105 angewachsen sind, so wird selbstverständlich 1 Thlr. Anlagekapital zu demselben Zinsfuss nach 1 Jahre den hundertsten Theil davon ausmachen, mithin $\frac{105}{100} = 1{,}05$. Analog wächst 1 Thaler in 1 Jahre zu 3 % auf 1,03, zu 4 % auf 1,04, zu 6 % auf 1,06 u. s. w. Hätten wir einen gebrochenen Zinsfuss z. B. $3\frac{1}{2}$ %, so würden wir $103\frac{1}{2}$ dividirt durch 100, mithin 1,035 erhalten; analog zu $3\frac{1}{4}$ % 1,0325, zu $4\frac{1}{2}$ % 1,045 u. s. w.

Ist nun einmal festgestellt, auf wie viel 1 Thlr. zu einem gewissen Zinsfusse in 1 Jahre wächst, so lässt sich dadurch leicht ermitteln, auf wie viel ein beliebiges Kapital zu demselben Zinsfusse in 1 Jahre anwächst, indem man nur das betreffende Kapital mit dem Kapital 1 nebst seinem Zins nach 1 Jahre multiplicirt. Wollen wir z. B. ausrechnen, zu welchem Betrage 178 Thlr. durch Zinsen zu 5 % in 1 Jahre wächst, so ist die Lösung: $1{,}05 \times 178 = 186{,}9$ Thlr.

Soll ferner ermittelt werden, auf wie viel 1 Thlr. zu 5 % nach 2, 3, 4 u. s. w. Jahren durch Zinseszinsen anwächst, so ist die Rechnung:

Anfangskapital 1 Thlr.

Nach 1 Jahre ist dasselbe angewachsen auf

$1 \times 1{,}05 = 1{,}05$ „

Nach 2 Jahren $1{,}05 \times 1{,}05 = 1{,}1025$ „

Nach 3 Jahren

$1{,}1025 \times 1{,}05 = 1{,}05 \times 1{,}05 \times 1{,}05 = 1{,}157625$ „

Nach 4 Jahren ist dasselbe angewachsen auf

$1{,}157625 \times 1{,}05 = 1{,}05 \times 1{,}05 \times 1{,}05 \times 1{,}05 = 1{,}215506$ „

u. s. w.

Hieraus ergiebt sich die Regel: um zu ermitteln, auf wie viel das Kapital 1 zu irgend welchem Zinsfuss durch Zinseszinsen nach einer Anzahl von Jahren anwächst, hat man nur dasselbe mit seinem einjährigen Zins so viel mal als Factor zu setzen, als die Zahl der Jahre beträgt.

Ferneres Beispiel: Wie viel beträgt 1 Thlr. mit seinen Zinseszinsen zu 3% nach 6 Jahren?

Antwort:

$1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03 = 1{,}194052$ Thlr. oder 1 Thlr. 5 Sgr. 10 Pfg.

Hat man nun ferner zu ermitteln, auf wie viel ein beliebiges Kapital durch Zinseszinsen in einem gewissen Zeitraum anwächst, so braucht man offenbar nur das für das Kapital 1 zu dem betreffenden Zinsfuss und Zeitintervall gefundene Resultat mit jenem Kapital zu multipliciren.

Beispiel: Wie viel beträgt 53 Thlr. mit seinen Zinseszinsen zu 3% nach 4 Jahren?

Antwort:

$53 \times (1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03) = 53 \times 1{,}125509 = 59{,}651977$ Thlr.,

oder 59 Thlr. 19 Sgr. 7 Pfg.

Das Kapital 1 mit seinem einjährigen Zins, also 1,03, 1,04, 1,05 u. s. w. als Factor wird Aufzinsungsfactor genannt.

Damit nicht bei jeder Aufgabe zuerst zu ermitteln ist, auf wie viel das Kapital 1 durch Zinseszinsen nach der betreffenden Anzahl Jahre anwächst, hat man Tafeln berechnet, die ich jetzt folgen lasse.

Tafel I.

Künftiger Werth von 1 Thlr. bei zusammengesetzten Zinsen nach 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	3½ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
1	1,03	1,035	1,04	1,05	1,06
2	1,0609	1,071225	1,0816	1,1025	1,1236
3	1,092727	1,108718	1,124864	1,157625	1 191016
4	1,125509	1,147523	1,169859	1,215506	1,262477
5	1,159274	1,187686	1,216653	1,276282	1,338226
6	1,194052	1,229255	1,265319	1,340096	1,418519
7	1,229874	1,272279	1,315932	1,407100	1,503630
8	1,266770	1,316809	1,368569	1,477455	1,593848
9	1,304773	1,362897	1,423312	1,551328	1,689479
10	1,343916	1,410599	1,480244	1,628895	1,790848
11	1,384234	1,459970	1,539454	1,710339	1,898299
12	1,425761	1,511069	1,601032	1,795856	2,012196
13	1,468534	1,563956	1,665074	1,885649	2,132928
14	1,512590	1,618695	1,731676	1,979932	2,260904
15	1,557967	1,675349	1,800944	2,078928	2,396558

Fortsetzung von Taf. I. Künftiger Werth von 1 Thlr. bei zusammengesetzten Zinsen nach 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	3½ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
16	1,604706	1,733986	1,872981	2,182875	2,540352
17	1,652848	1,794676	1,947901	2,292018	2,692773
18	1,702433	1,857489	2,025817	2,406619	2,854339
19	1,753506	1,922501	2,106849	2,526950	3,025600
20	1,806111	1,989789	2,191123	2,653298	3,207135
21	1,860295	2,059431	2,278768	2,785963	3,399564
22	1,916103	2,131512	2,369919	2,925261	3,603537
23	1,973586	2,206114	2,464716	3,071524	3,819750
24	2,032794	2,283328	2,563304	3,225100	4,048935
25	2,093778	2,363245	2,665836	3,386355	4,291871
26	2,156591	2,445959	2,772470	3,555673	4,549383
27	2,221289	2,531567	2,883369	3,733456	4,822346
28	2,287928	2,620172	2,998703	3,920129	5,111687
29	2,356566	2,711878	3,118651	4,116136	5,418388
30	2,427262	2,806794	3,243398	4,321942	5,743491
31	2,500080	2,905031	3,373133	4,538039	6,088101
32	2,575083	3,006708	3,508059	4,764941	6,453387
33	2,652335	3,111942	3,648381	5,003189	6,840590
34	2,731905	3,220860	3,794316	5,253348	7,251025
35	2,813862	3,333590	3,946089	5,516015	7,686087
36	2,898278	3,450266	4,103933	5,791816	8,147252
37	2,985227	3,571025	4,268090	6,081407	8,636087
38	3,074783	3,696011	4,438813	6,385477	9,154252
39	3,167027	3,825372	4,616366	6,704751	9,703507
40	3,262038	3,959260	4,801021	7,039989	10,285718
41	3,359899	4,097834	4,993061	7,391988	10,902861
42	3,460696	4,241258	5,192784	7,761588	11,557033
43	3,564517	4,389702	5,400495	8,149667	12,250455
44	3,671452	4,543342	5,616515	8,557150	12,985482
45	3,781596	4,702359	5,841176	8,985008	13,764611
46	3,895044	4,866941	6,074823	9,434258	14,590487
47	4,011895	5,037284	6,317816	9,905971	15,465917
48	4,132252	5,213589	6,570528	10,401270	16,393872
49	4,256219	5,396065	6,833349	10,921333	17,377504
50	4,383906	5,584927	7,106683	11,467400	18,420154
51	4,515423	5,780399	7,390951	12,040770	19,525364
52	4,650886	5,982713	7,686589	12,642808	20,696885
53	4,790412	6,192108	7,994052	13,274949	21,938698
54	4,934125	6,408832	8,313814	13,938696	23,255020
55	5,082149	6,633141	8,646367	14,635631	24,650322
56	5,234613	6,865301	8,992222	15,367412	26,129341
57	5,391651	7,105587	9,351910	16,135783	27,697101
58	5,553401	7,354282	9,725987	16,942572	29,358927
59	5,720003	7,611682	10,115026	17,789701	31,120463
60	5,891603	7,878091	10,519627	18,679186	32,987691
61	6,068351	8,153824	10,940413	19,613145	34,966952
62	6,250402	8,439208	11,378029	20,593802	37,064969
63	6,437914	8,734580	11,833150	21,623493	39,288868
64	6,631051	9,040291	12,306476	22,704667	41,646200
65	6,829983	9,356701	12,798735	23,839901	44,144972

Fortsetzung von Taf. I. Künftiger Werth von 1 Thlr. bei zusammengesetzten Zinsen nach 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	$3\frac{1}{2}$ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
66	7,034882	9,684185	13,310685	25,031896	46,793910
67	7,245929	10,023132	13,843112	26,283490	49,601290
68	7,463307	10,373941	14,396836	27,597665	52,577368
69	7,687206	10,737029	14,972710	28,977548	55,732010
70	7,917822	11,112825	15,571618	30,426426	59,075930
71	8,155357	11,501774	16,194483	31,947747	62,620486
72	8,400017	11,904336	16,842262	33,545134	66,378715
73	8,652018	12,320988	17,515953	35,222391	70,360378
74	8,911578	12.752223	18,216591	36,983510	74,582001
75	9,178926	13,198550	18,945255	38,832686	79,056921
76	9,454293	13,660500	19,703065	40,774320	83,800336
77	9,737922	14,138617	20,491187	42,813036	88,828356
78	10,030060	14,633469	21,310835	44,953688	94,158058
79	10,330962	15,145640	22,163268	47.201372	99.807541
80	10,640891	15,675738	23,049799	49,561441	105,795993
81	10,960117	16.224388	23,971791	52,039513	112,143753
82	11,288921	16,792242	24,930663	54,641489	118,872378
83	11,627588	17,379970	25,927889	57,373563	126,004721
84	11,976416	17,988269	26,965005	60,242241	133,565004
85	12,335709	18,617859	28,043605	63,254353	141,578904
86	12,705780	19,269484	29,165349	66,417071	150,073639
87	13,086953	19,943916	30,331963	69,737925	159.078057
88	13,479562	20,641953	31,545242	73.224821	168.622741
89	13,883949	21,364421	32,807051	76,886062	178,740105
90	14,300467	22,112176	34,119333	80.730365	189,464511
91	14,729481	22.886102	35,484107	84 766883	200,832382
92	15,171366	23.687116	36,903471	89,005227	212,882325
93	15,626507	24.516165	38,379610	93,455489	225.655264
94	16,095302	25,374230	39,914794	98,128263	239,194580
95	16,578161	26,262329	41,511386	103,034676	253,546255
96	17,075506	27,181510	43,171841	108,186410	268,759030
97	17,587771	28,132863	44,898715	113,595731	284,884572
98	18,115404	29,117513	46,694664	119,275517	301,977646
99	18,658866	30,136626	48,562450	125,239293	320,096305
100	19.218632	31,191408	50,504948	131,501258	339,302084

Die Bedeutung und den Gebrauch dieser Tafeln wollen wir dem Leser noch durch einige Beispiele anschaulich machen.

Was ist der künftige Werth von 230 Thlr. zu $3\frac{1}{2}\,^0/_0$ nach 16 Jahren? Antwort: Die dritte Columne zeigt, dass der künftige Werth von 1 Thlr. zu $3\frac{1}{2}\,^0/_0$ nach 16 Jahren 1,733986 Thlr. beträgt. Multiplicirt man diesen Factor mit dem Kapital 230 Thlr., so ist der gesuchte Werth

$$230 \times 1,733986 = 398,81678,$$

oder 398 Thlr. 24 Sgr. 6 Pfg.

Wie hoch wird ein Kapital von 3780 Fl. zu 4% in 12 Jahren anwachsen? Antwort: Nach der Tafel beträgt der Anwachs von 1 Fl. zu 4% nach 12 Jahren 1,601032 Fl. Das Resultat ist somit

$$3780 \times 1{,}601032 = 6051{,}90096 \text{ Fl.}$$

oder 6051 Fl. 90 Neukr.

Da bei Kapitalien, welche erst nach einer gewissen Zeit zur Auszahlung gelangen, der Zinseszins von jetzt an und bis zum Auszahlungstermin verloren geht, so ist es selbstverständlich, dass ein solches Kapital gegenwärtig einen geringeren Werth, als den Nominalwerth hat.

Die Berechnung des gegenwärtigen Werthes solcher künftighin fälligen Kapitalien lässt sich durch folgende Betrachtung ableiten.

Aus dem Früheren wissen wir, dass das Kapital 10 zu 3% nach 1 Jahre auf

$$10 \times 1{,}03 = 10{,}3$$

angewachsen ist. Der gegenwärtige Werth von dem Kapital 10,3, welches erst nach 1 Jahre zur Auszahlung gelangt, ist demnach 10. Um nun aber eine Regel abzuleiten, so wollen wir ermitteln, durch welche Rechnungsoperation wir aus 10,3 den gegenwärtigen Werth erhalten können. Die Lösung der Frage ist leicht, denn

$$\frac{10{,}3}{1{,}03} = 10.$$

Ferner wächst das Kapital 10 zu 3% nach 2 Jahren auf

$$10 \times (1{,}03 \times 1{,}03) = 10{,}609$$

und nach 3 Jahren auf

$$10 \times (1{,}03 \times 1{,}03 \times 1{,}03) = 10{,}92727.$$

Um nun aus 10,609 und 10,92727 wieder den gegenwärtigen Werth zu erhalten, brauchen wir offenbar nur den ersteren Ausdruck durch 1,03 × 1,03 und den letztern durch 1,03 × 1,03 × 1,03 zu dividiren, denn

$$\frac{10{,}609}{1{,}03 \times 1{,}03} = \frac{10{,}609}{1{,}0609} = 10$$

und ferner

$$\frac{10,92727}{1,03 \times 1,03 \times 1,03} = \frac{10,92727}{1,092727} = 10.$$

Wir erhalten somit die Regel: um den gegenwärtigen Werth eines Kapitals, welches erst nach einer gewissen Anzahl von Jahren zahlbar wird, zu ermitteln, hat man den betreffenden Aufzinsungsfactor für die gegebene Aufschubszeit in das Kapital zu dividiren, und der Quotient ist dann der gesuchte Werth.

Es sind demnach die gegenwärtigen Werthe vom Kapital 1, welches nach 1, 2, 3 .... Jahren zur Auszahlung kommt, und zu 4% gerechnet:

$$\frac{1}{1,04}, \frac{1}{1,04 \times 1,04}, \frac{1}{1,04 \times 1,04 \times 1,04}, \ldots\ldots$$

Sind diese Werthe für das Kapital 1 und zwar zu jedem Zinsfusse gegeben, welche man Abzinsungs- oder Discontirungsfactoren nennt, so lässt sich der gegenwärtige Werth eines jeden beliebigen, künftig zur Auszahlung gelangenden Kapitals leicht ermitteln, indem man offenbar nur das Kapital mit dem betreffenden Abzinsungsfactor für die gegebene Aufschubszeit zu multipliciren hat.

Wir lassen nun Tafeln der Abzinsungsfactoren für die üblichsten Zinsfusse, von 1 bis 100 Jahren folgen.

Tafel II.

Gegenwärtiger Werth von 1 Thlr., welcher am Ende von 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren zu empfangen ist.

Jahre.	3 Procent.	3½ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
1	0,970874	0,966184	0,961538	0,952381	0,943396
2	0,942596	0,933511	0,924556	0,907029	0,889996
3	0,915142	0,901943	0,888996	0,863838	0,839619
4	0,888487	0,871442	0,854804	0,822702	0,792094
5	0,862609	0,841973	0,821927	0,783526	0,747258
6	0,837484	0,813501	0,790315	0,746215	0,704961
7	0,813092	0,785991	0,759918	0,710681	0,665057
8	0,789409	0,759412	0,730690	0,676839	0,627412
9	0,766417	0,733731	0,702587	0,644609	0,591898
10	0,744094	0,708919	0,675564	0,613913	0,558395
11	0,722421	0,684946	0,649581	0,584679	0,526788
12	0,701380	0,661783	0,624597	0,556837	0,496969
13	0,680951	0,639404	0,600574	0,530321	0,468839
14	0,661118	0,617782	0,577475	0,505068	0,442301

Fortsetzung von Taf. II. Gegenwärtiger Werth von 1 Thlr., welcher am Ende von 1, 2, 3, 4, . . . 100 Jahren zu empfangen ist.

Jahre.	3 Procent.	3½ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
15	0,641862	0,596891	0,555265	0,481017	0,417265
16	0,623167	0,576706	0,533908	0,458112	0,393646
17	0,605016	0,557204	0,513373	0,436297	0,371364
18	0,587395	0,538361	0,493628	0,415521	0,350344
19	0,570286	0,520156	0,474642	0,395734	0,330513
20	0,553676	0,502566	0,456387	0,376889	0,311805
21	0,537549	0,485571	0,438834	0,358942	0,294155
22	0,521893	0,469151	0,421955	0,341850	0,277505
23	0,506692	0,453286	0,405726	0,325571	0,261797
24	0,491934	0,437957	0,390121	0,310068	0,246979
25	0,477606	0,423147	0,375117	0,295303	0,232999
26	0,463695	0,408838	0,360689	0,281241	0,219810
27	0,450189	0,395012	0,346817	0 267848	0,207368
28	0,437077	0,381654	0,333477	0,255094	0,195630
29	0,424346	0,368748	0,320651	0,242946	0,184557
30	0,411987	0,356278	0,308319	0,231377	0,174110
31	0,399987	0,344230	0,296460	0,220359	0,164255
32	0,388337	0,332590	0,285058	0,209866	0,154957
33	0,377026	0,321343	0,274094	0,199873	0,146186
34	0,366045	0,310476	0,263552	0,190355	0,137912
35	0,355383	0,299977	0,253415	0,181290	0,130105
36	0,345032	0,289833	0,243669	0,172657	0,122741
37	0,334983	0,280032	0,234297	0,164436	0,115793
38	0,325226	0,270562	0,225285	0,156605	0,109239
39	0,315754	0,261413	0,216621	0,149148	0,103056
40	0,306557	0,252572	0,208289	0,142046	0,097222
41	0,297628	0,244031	0 200278	0,135282	0,091719
42	0,288959	0,235779	0,192575	0,128840	0,086527
43	0,280543	0,227806	0,185168	0,122704	0,081630
44	0,272372	0,220102	0,178046	0,116861	0,077009
45	0,264439	0,212659	0,171198	0,111297	0,072650
46	0,256737	0,205468	0,164614	0,105997	0,068538
47	0,249259	0,198520	0,158283	0,100949	0,064658
48	0,241999	0.191806	0,152195	0,096142	0,060998
49	0,234950	0,185320	0,146341	0,091564	0,057546
50	0,228107	0,179053	0,140713	0,087204	0.054288
51	0,221463	0,172998	0,135301	0,083051	0,051215
52	0,215013	0,167148	0,130097	0,079096	0,048316
53	0,208750	0,161496	0,125093	0,075330	0,045582
54	0,202670	0,156035	0,120282	0,071743	0,043001
55	0,196767	0,150758	0,115656	0,068326	0,040567
56	0,191036	0,145660	0,111207	0,065073	0,038271
57	0,185472	0,140734	0,106930	0,061974	0,036105
58	0,180070	0,135975	0,102817	0,059023	0,034061
59	0,174825	0,131377	0,098863	0.056212	0,032133
60	0,169733	0,126934	0,095060	0,053536	0,030314
61	0,164789	0,122642	0,091404	0,050986	0,028598
62	0,159990	0,118495	0,087889	0,048558	0,026980
63	0,155330	0.114487	0,084508	0,046246	0,025453
64	0,150806	0,110616	0,081258	0,044044	0,024012

Fortsetzung von Taf. II. Gegenwärtiger Werth von 1 Thlr., welcher am Ende von 1, 2, 3, 4, . . . 100 Jahren zu empfangen ist.

Jahre.	3 Procent.	$3\frac{1}{2}$ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
65	0,146413	0,106875	0,078133	0,041946	0,022653
66	0,142149	0,103261	0,075128	0,039949	0,021370
67	0,138009	0,099769	0,072238	0,038047	0,020161
68	0,133989	0,096395	0,069460	0,036235	0,019020
69	0,130086	0,093136	0,066788	0,034509	0,017943
70	0,126297	0,089986	0,064219	0,032866	0,016927
71	0,122619	0,086943	0,061749	0,031301	0,015969
72	0,119047	0,084003	0,059374	0,029811	0,015065
73	0,115580	0,081162	0,057091	0,028391	0,014213
74	0,112214	0,078418	0,054895	0,027039	0,013408
75	0,108945	0,075766	0,052784	0,025752	0,012649
76	0,105772	0,073204	0,050754	0,024525	0,011933
77	0,102691	0,070728	0,048801	0,023357	0,011258
78	0,099700	0,068337	0,046924	0,022245	0,010620
79	0,096796	0,066026	0,045120	0,021186	0,010019
80	0,093977	0,063793	0,043384	0,020177	0,009452
81	0,091240	0,061636	0,041716	0,019216	0,008917
82	0,088582	0,059551	0,040111	0,018301	0,008412
83	0,086002	0,057538	0,038569	0,017430	0,007936
84	0,083497	0,055592	0,037085	0,016600	0,007487
85	0,081065	0,053712	0,035659	0,015809	0,007063
86	0,078704	0,051896	0,034287	0,015056	0,006663
87	0,076412	0,050141	0,032969	0,014339	0,006286
88	0,074186	0,048445	0,031701	0,013657	0,005930
89	0,072026	0,046807	0,030481	0,013006	0,005595
90	0,069928	0,045224	0,029309	0,012387	0,005278
91	0,067891	0,043695	0,028182	0,011797	0,004979
92	0,065914	0,042217	0,027098	0,011235	0,004697
93	0,063994	0,040789	0,026056	0,010700	0,004432
94	0,062130	0,039410	0,025053	0,010191	0,004181
95	0,060320	0,038077	0,024090	0,009705	0,003944
96	0,058563	0,036790	0,023163	0,009243	0,003721
97	0,056858	0,035546	0,022272	0,008803	0,003510
98	0,055202	0,034344	0,021416	0,008384	0,003312
99	0,053594	0,033182	0,020592	0,007985	0,003124
100	0,052033	0,032060	0,019800	0,007604	0,002947

Es sollen auch hier einige Beispiele zur ferneren Beleuchtung dieser Tafeln angeführt werden.

Welches ist der gegenwärtige Werth eines Kapitals von 127 Thlr., welche serst nach Verlauf von 6 Jahren zur Auszahlung gelangt, wenn zu 3 % gerechnet wird?

Nach der zweiten Columne ist der gegenwärtige Werth von 1 Thlr., welcher nach 6 Jahren fällig wird, 0,837484 Thlr. Demnach ist die Lösung:

$$127 \times 0{,}837484 = 106{,}360468 \text{ Thlr.}$$

oder 106 Thlr. 10 Sgr. 10 Pf.

Es soll der gegenwärtige Werth eines Kapitals von 1500 Fl., welches erst nach 94 Jahren ausgezahlt wird, wenn zu 6 % gerechnet, ermittelt werden.

Die letzte Columne der Tafel weist nach, dass 1 Fl. zu 6 %, nach 94 Jahren zahlbar, einen gegenwärtigen Werth von 0,004181 Fl. hat. Der gesuchte Werth ist mithin:

$$1500 \times 0{,}004181 = 6{,}2715 \text{ Fl.}$$

oder 6 Fl. 27 Neukr.

Es giebt Fälle, wo es von besonderem Interesse ist, den gegenwärtigen Werth, von gewisse Jahre andauernden, gleichmässigen jährlichen Renten, Einnahmen, Ausgaben oder Sparkasseneinlagen zu einem beliebigen Zinsfusse zu bestimmen.

Da in Tafel II die gegenwärtigen Werthe von 1 Thlr., welcher nach 1, 2, 3 . . . . Jahren zahlbar wird, bereits angegeben sind, so haben wir offenbar, um den gegenwärtigen Werth von einer Jahresrente von 1 Thlr., zahlbar während einer gewissen Anzahl von Jahren, zu ermitteln, nur die in Tafel II angegebenen Werthe von oben an bis zu demjenigen Jahre, in welchem der letzte Rentenbetrag fällig wird, zu summiren.

Sind nun diese Werthe für 1 Thlr. Rente gegeben, so lässt sich der gegenwärtige Werth einer solchen Rente in irgendwelcher Höhe leicht ermitteln, indem man das für 1 Thlr. Rente gefundene Resultat mit dem betreffenden Rentenbetrag multiplicirt.

Tafel III.

Gegenwärtiger Werth einer Rente von jährlich 1 Thlr. zahlbar während 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	$3\frac{1}{2}$ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
1	0,9709	0,9662	0,9615	0,9524	0,9434
2	1,9135	1,8997	1,8861	1,8594	1,8334
3	2,8286	2,8016	2,7751	2.7232	2,6730
4	3,7171	3,6731	3,6299	3.5460	3,4651
5	4,5797	4,5151	4.4518	4,3295	4,2124
6	5,4172	5,3286	5,2421	5,0757	4,9173
7	6,2303	6,1145	6,0021	5,7864	5,5824

Fortsetzung von Taf. III. Gegenwärtiger Werth einer Rente von jährlich 1 Thlr. zahlbar während 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	3½ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
8	7,0197	6,8740	6,7327	6,4632	6,2098
9	7,7861	7,6077	7,4353	7,1078	6,8017
10	8,5302	8,3166	8,1109	7,7217	7,3601
11	9,2526	9,0016	8,7605	8,3064	7,8869
12	9,9540	9,6633	9,3851	8,8633	8,3838
13	10,6350	10,3027	9,9856	9,3936	8,8527
14	11,2961	10,9205	10,5631	9,8986	9,2950
15	11,9379	11,5174	11,1184	10,3797	9,7122
16	12,5611	12,0941	11,6523	10,8378	10,1059
17	13,1661	12,6513	12,1657	11,2741	10,4773
18	13,7535	13,1897	12,6593	11,6896	10,8276
19	14,3238	13,7098	13,1339	12,0853	11,1581
20	14,8775	14,2124	13,5903	12,4622	11,4699
21	15,4150	14,6980	14,0292	12,8212	11,7641
22	15,9369	15,1671	14,4511	13,1630	12,0416
23	16,4436	15,6204	14,8568	13,4886	12,3034
24	16,9355	16,0584	15,2470	13,7986	12,5504
25	17,4131	16,4815	15,6221	14,0939	12,7834
26	17,8768	16,8904	15,9828	14,3752	13,0032
27	18,3270	17,2854	16,3296	14,6430	13,2105
28	18,7641	17,6670	16,6631	14,8981	13,4062
29	19,1885	18,0358	16,9837	15,1411	13,5907
30	19,6004	18,3920	17,2920	15,3725	13,7648
31	20,0004	18,7363	17.5885	15,5928	13,9291
32	20,3888	19,0689	17,8736	15,8027	14,0840
33	20,7658	19,3902	18,1476	16,0025	14,2302
34	21,1318	19,7007	18,4112	16,1929	14,3681
35	21,4872	20,0007	18,6646	16,3742	14.4982
36	21,8323	20,2905	18,9083	16,5469	14,6210
37	22,1672	20,5705	19,1426	16,7113	14,7368
38	22,4925	20,8411	19,3679	16,8679	14,8460
39	22,8082	21,1025	19,5845	17,0170	14,9491
40	23,1148	21,3551	19,7928	17,1591	15,0463
41	23,4124	21,5991	19.9931	17,2944	15,1380
42	23,7014	21,8349	20,1856	17.4232	15,2245
43	23,9819	22,0627	20,3708	17,5459	15,3062
44	24.2543	22,2828	20,5488	17,6628	15,3832
45	24,5187	22,4955	20,7200	17,7741	15,4558
46	24,7754	22,7009	20,8847	17,8801	15,5244
47	25,0247	22,8994	21,0429	17,9810	15,5890
48	25,2667	23,0912	21,1951	18,0772	15,6500
49	25,5017	23.2766	21.3415	18,1687	15,7076
50	25,7298	23,4556	21,4822	18,2559	15,7619
51	25,9512	23,6286	21,6175	18,3390	15,8131
52	26,1662	23,7958	21,7476	18,4181	15,8614
53	26,3750	23,9573	21,8727	18,4934	15,9070
54	26.5777	24,1133	21,9930	18,5651	15,9500
55	26,7744	24,2641	22,1086	18,6335	15,9905
56	26,9655	24,4097	22.2198	18,6985	16,0288
57	27,1509	24,5504	22,3267	18,7605	16,0649

Fortsetzung von Taf. III. Gegenwärtiger Werth einer Rente von jährlich 1 Thlr. zahlbar während 1, 2, 3, 4, ... 100 Jahren.

Jahre.	3 Procent.	$3\frac{1}{2}$ Procent.	4 Procent.	5 Procent.	6 Procent.
58	27,3310	24,6864	22,4296	18,8195	16,0990
59	27,5058	24,8178	22,5284	18,8758	16,1311
60	27,6756	24,9447	22,6235	18,9293	16,1614
61	27,8404	25,0674	22,7149	18,9803	16,1900
62	28,0003	25,1859	22,8028	19,0288	16,2170
63	28,1557	25,3004	22,8873	19,0751	16,2425
64	28,3065	25,4110	22,9685	19,1191	16,2665
65	28,4529	25,5178	23,0467	19,1611	16,2891
66	28,5950	25,6211	23,1218	19,2010	16,3105
67	28,7330	25,7209	23,1940	19,2391	16,3307
68	28,8670	25,8173	23,2635	19,2753	16,3497
69	28,9971	25,9104	23,3303	19,3098	16,3676
70	29,1234	26,0004	23,3945	19,3427	16,3845
71	29,2460	26,0873	23,4563	19,3740	16,4005
72	29,3651	26,1713	23,5156	19,4038	16,4156
73	29,4807	26,2525	23,5727	19,4322	16,4298
74	29,5929	26,3309	23,6276	19,4592	16,4432
75	29,7018	26,4067	23,6804	19,4850	16,4558
76	29,8076	26,4799	23,7312	19,5095	16,4678
77	29.9103	26,5506	23,7800	19,5329	16,4790
78	30,0100	26,6190	23,8269	19.5551	16,4897
79	30,1068	26,6850	23,8720	19,5763	16,4997
80	30,2008	26,7488	23,9154	19,5965	16,5091
81	30,2920	26,8104	23,9571	19,6157	16,5180
82	30,3806	26,8700	23,9972	19,6340	16,5265
83	30,4666	26,9275	24,0358	19,6514	16,5344
84	30,5501	26,9831	24,0729	19,6680	16,5419
85	30,6312	27,0368	24,1085	19,6838	16,5489
86	30,7099	27,0887	24,1428	19,6989	16,5556
87	30,7863	27,1388	24,1758	19,7132	16,5619
88	30,8605	27,1873	24,2075	19,7269	16,5678
89	30,9325	27,2341	24,2380	19,7399	16,5734
90	31,0024	27,2793	24,2673	19,7523	16,5787
91	31,0703	27,3230	24,2955	19,7641	16,5837
92	31,1362	27,3652	24,3226	19,7753	16,5884
93	31,2002	27,4060	24,3486	19,7860	16,5928
94	31,2623	27,4454	24,3737	19,7962	16,5970
95	31,3227	27,4835	24,3978	19,8059	16,6009
96	31,3812	27,5203	24,4209	19,8151	16,6047
97	31,4381	27,5558	24,4432	19,8239	16,6082
98	31,4933	27,5902	24,4646	19,8323	16,6115
99	31,5469	27,6234	24,4852	19,8403	16 6146
100	31,5989	27,6554	24,5050	19,8479	16,6175

Zur näheren Beleuchtung der Anwendung dieser Tafel soll hier noch ein Beispiel gegeben werden.

Wie viel ist der gegenwärtige Werth einer Jahresrente, welche während 10 Jahren im Betrage von 300 Thlr. pro Jahr gezahlt wird, wenn wir zu $3\frac{1}{2}\%$ rechnen?

Die Tafel zeigt in der 3. Columne, dass der gegenwärtige Werth von 1 Thlr. Jahresrente auf 10 Jahre 8,3166 Thlr. beträgt. Somit erhalten wir als den gesuchten Werth

$$8{,}3166 \times 300 = 2494{,}98 \text{ Thlr. oder}$$

2494 Thlr. 29 Sgr. 5 Pf.

NEUNZEHNTES CAPITEL.

Begriff, Systematik und Anwendung der Versicherungen auf das menschliche Leben.

Nicht allein durch ihre umfassende statistisch-mathematische Grundlage, sondern zugleich durch ihre unendlich vielen Formen, resp. Anwendungen derselben, überragt die Lebensversicherung weit alle anderen Versicherungsbranchen und Finanzoperationen. Sie ist in dieser Beziehung mit einem reichen botanischen Garten zu vergleichen, in welchem eine unzählige Menge Pflanzen und Gewächse nach Namen, Classe, Ordnung, Familie, Gattung und Art wohl zu unterscheiden sind und die praktische Anwendung derselben nach allen Richtungen hin zu bestimmen. Lebensdauer, Zeitdauer, Lebensereigniss, Lebensverbindung, Altersdifferenz, Zahlungsbedingung u. s. w. sind Momente, aus welchen zahlreiche Versicherungsarten, Combinationen, Modi und Fälle hervorgehen. Unter diesen ist zwar die einfache, lebenslängliche Kapitalversicherung auf den Todesfall die am meisten vorkommende und allgemein-nützlichste Art, so zu sagen der Brodbaum in dem grossen Garten der Lebensversicherung; allein die vielen anderen Arten sind unter gewissen Lebensverhältnissen eben so nützlich. Der Umfang dieses Werkes erlaubt uns nicht, alle Formen der Lebensversicherung zu erörtern; wir müssen uns hier darauf beschränken, die in der Praxis am meisten vorkommenden in aller Kürze darzustellen.

Nach meiner Auffassung zerfällt das gesammte Versicherungswesen, je nach der verschiedenen Eventualität

(Gattung des Risico) in verschiedene Zweige. Die Lebensversicherung im weitesten Sinne des Wortes (vergl. I. Abth. p. 3) bildet somit einen Zweig des Versicherungswesens. Als solcher kann man sie, mit Rücksicht auf die Verschiedenheit der Eventualität (Risico) derselben, zuerst in zwei grosse Kategorien eintheilen, nämlich: A. Versicherungen, die auf Lebens- und Zeitdauer basirt sind, und B. Versicherungen, die auf verschiedenen zufälligen Ereignissen des Lebens beruhen. Jede Kategorie kann ferner eingetheilt werden in Sectionen (Abtheilungen), die Sectionen in Species (Arten), die Arten in Combinationen, die Combinationen wiederum in Modi, und die Modi endlich in Fälle. Ich lasse nun das ganze System von Lebensversicherungen folgen und, wo es nöthig erscheint, stelle ich den Begriff fest und mache auf die praktische Anwendung aufmerksam.

A. Versicherungen basirt auf Lebens- und Zeitdauer.

Diese Kategorie umfasst zwei Sectionen.

I. Section: **Leib- oder Lebensrentenversicherung,** auch schlechtweg **Rentenversicherung** genannt. Begriff: gegen Entrichtung eines Kapitals, resp. einer Jahresprämie hat die Gesellschaft dem oder den Betreffenden eine auf stipulirte Dauer festgestellte Leibrente zu zahlen. Anwendung: Kinder- und Altersversorgung. Hierher gehören zwei Arten:

1. Art: **Leibrenten auf den Lebensfall.***) Begriff: gegen Entrichtung eines Kapitals, resp. einer Jahresprämie

*) Unter Lebensfall oder Erlebensfall versteht man, dass die versicherte Person, auf deren Leben die Versicherung beruht, einen im voraus festgestellten Zeitpunkt erlebt, also bei Eintritt desselben am Leben ist. Die Gesellschaft hat bei dieser Versicherungsart nur die stipulirte Zahlung zu leisten, wenn dieses der Fall ist, anderenfalls aber nicht, es sei denn, dass sie sich bei dem Abschluss dahin verpflichtet habe, bei dem etwa früher eintretenden Tod des Versicherten, die geleistete Prämie theilweise oder gänzlich zurückzuzahlen (Rückgewähr).

hat die Gesellschaft während der stipulirten Zeit der oder den versicherten Personen, welche zugleich Rentenempfänger sein müssen, falls sie am Leben sind, die Leibrente zu zahlen. Anwendung: wie oben. Diese Art zerfällt in drei Combinationen.

1. Combination: **Sofort beginnende Leibrente.** Begriff: gegen Entrichtung eines Kapitals hat die Gesellschaft sofort, d. h. bei dem stipulirten Zahlungstermin (Ende des nächsten Jahres, Halbjahres, Vierteljahres), lebenslänglich oder in gewissen Jahren, der versicherten Person die festgestellte Leibrente zu zahlen. Anwendung: wie oben. Diese Combination hat mehrere Modi, von welchen wir erwähnen:

1. Modus: **Lebenslängliche Rente für eine Person.** Anwendung: eine jüngere invalide oder arbeitsunfähige, gleichfalls eine bejahrte, aber noch rüstige Person, welche ein Kapital besitzt, dessen gewöhnlicher Zinsertrag zu gering ist, um davon zu leben, erwirbt sich hierdurch eine Leibrente, die relativ um so grösser, je älter sie bei dem Abschluss ist. Von diesem Modus sind folgende Fälle zu erwähnen:

1. Fall: Sich gleichbleibende Leibrente, d. h. sie wird stets in dem nämlichen Betrage gezahlt.

2. Fall: Steigende Leibrente, d. h. der Rentenbetrag wächst nach bestimmten Zeitintervallen.

3. Fall: Fallende Leibrente, d. h. umgekehrt wie der vorige Fall.

2. Modus: **Lebenslängliche Rente für zwei oder mehrere verbundene Personen.** Anwendung: wie oben. Dieser Modus hat mehrere Fälle, wovon wir hier anführen:

1. Fall: Die Leibrente ist im gleichen Betrage zahlbar bis zum Tode des zuerst Sterbenden.

2. Fall: Die Leibrente ist im gleichen Betrage zahlbar bis zum Tode des zuletzt Sterbenden.

3. Fall: Der Leibrentenbetrag ändert sich für den oder die Ueberlebenden bei dem Erlöschen eines der verbundenen Leben.

3. Modus: **Sofort beginnende temporaire Leibrente.** Dieselbe wird zwar sofort flüssig, aber hört nach gewisser

Zeit auf. Anwendung: um Kindern, resp. jungen Personen die nöthigen Existenzmittel während der Erziehungs- oder Studienzeit zu verschaffen.

2. Combination: **Aufgeschobene Leibrente.** Begriff: gegen einmalige oder jährliche Prämienzahlung hat die Gesellschaft von einer im voraus festgestellten Zeit an, der oder den betreffenden Personen (Rentenempfängern), falls sie am Leben sind, die stipulirte Rente zu zahlen. Anwendung: Altersversorgung für Handwerker, kleine Beamten und Andere, welche entweder gar keine oder doch eine zu geringe Pension in Aussicht haben, um sich die für die Zukunft nöthigen Mittel zu verschaffen; besonders zu Studien, Ausbildung für einen Beruf u. s. w.

1. Modus: **Auf bestimmte Zeit aufgeschobene, lebenslängliche Leibrente für eine Person.** Hierher gehören:

1. Fall: Sich gleichbleibende.

2. Fall: Steigende.

3. Fall: Fallende.

4. Fall: Sich gleichbleibende, mit Rückgewähr des ganzen oder eines Theiles des Kaufpreises für den Fall, dass der Versicherte entweder vor dem Eintritt der Rente oder gleich nach demselben stirbt.

2. Modus: **Auf unbestimmte Zeit aufgeschobene Rente.** Begriff: gegen Entrichtung eines Kapitals, resp. Jahresprämien bis zu einem gewissen Zeitpunkt hat die Gesellschaft dem Rentenempfänger von da an eine Leibrente zu zahlen, die um so grösser ausfällt, je später der Eintritt von demselben verlangt wird. Anwendung: Altersversorgung, Pensionsaushülfe, Invaliditätsunterstützung.

3. Modus: **Aufgeschobene, temporaire Leibrente.** Dieselbe fängt nach gewisser Zeit an und hört gleichfalls nach gewisser Zeit auf.

4. Modus: **Auf bestimmte Zeit aufgeschobene, lebenslängliche Leibrente für zwei oder mehrere verbundene Leben.**

Dieser Modus hat dieselben drei Fälle, wie oben 1. Combination 2. Modus.

3. Combination: **Aufgeschobene, unbestimmt steigende Leibrente (Tontinen-Rente).** Begriff: gegen einmalige oder

gegen jährliche Einlage (Raten, Portionen) hat die Gesellschaft dem Versicherten, von da an, wo er ein gewisses Alter erreicht, und bis zu seinem Tode, eine Leibrente zu zahlen, deren Betrag um so höher sein wird, je mehr Mitglieder bis dahin bereits gestorben sind; die durch Absterben erloschenen Rentenbeträge fallen nämlich fortwährend den überlebenden Leibrentnern pro rata zu, wodurch die Leibrente von Jahr zu Jahr steigt, bis der zuletztlebende Rentner die gesammte, aus allen Anlagen resultirende Rente geniesst.

2. Art: **Leibrenten auf den Todesfall.***) Begriff: gegen eine einmalige oder gegen jährliche Prämien hat die Gesellschaft von dem Tode der versicherten Person an temporair oder lebenslänglich dem oder den Rentenempfängern (Nutzniessern, Beneficiariis) die Leibrente zu zahlen.

1. Combination: **Ueberlebensrente auf zwei verbundene Leben**, auch gegenseitige Ueberlebensrente genannt. Anwendung: Altersversorgung für zwei Interessenten oder für Mann und Frau, wo der Tod des Einen dem Andern (Ueberlebenden) finanzielle Nachtheile bringt. Die Altersdifferenz allein macht in jedem Modus mehrere Tausend Fälle möglich.

1. Modus: **Lebenslängliche Rente für die überlebende von zwei Personen.**

2. Modus: **Temporaire für die überlebende von zwei Personen.** Bei dem Tode des Zuerststerbenden fängt die Rente an, hört aber nach gewissen Jahren wieder auf. Anwendung: für den Fall, dass die Rentenempfänger nach Verlauf von gewissen Jahren anderweitige Versorgung in sicherer Aussicht haben.

2. Combination: **Einseitige Ueberlebensrente.** Begriff: gegen Entrichtung einer einmaligen oder gegen jährliche Prämien hat die Gesellschaft von da an, wo die versicherte Person stirbt, temporair oder lebenslänglich Einem, resp. Mehreren (zugleich oder nach einander) die Leibrente zu zahlen, falls Letzterer, resp. Letztere dann am

*) d. h. der Tod der versicherten Person muss erst eintreten, ehe die Gesellschaft dem Nutzniesser die Leibrente zu zahlen hat.

Leben sind. Anwendung: Wittwen- und Waisenpension, Unterstützung für hülflose alleinstehende Anverwandte, alte Dienstboten u. s. w. Die Altersdifferenz bei dieser Combination macht mehrere Tausend Fälle möglich.

1. Modus: **Lebenslängliche.**

2. Modus: **Temporaire.** Anwendung: wie oben 1. Combination, 2. Modus.

3. Modus: **Bedingte lebenslängliche.** Anwendung: Wittwenpension, die aber aufhört, wenn die Wittwe wieder heirathet.

4. Modus: **Einseitige Ueberlebensrente für zwei oder mehrere Personen** (Reversibilitätsrente). Begriff: gegen einmalige oder gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft für den Fall, dass die Nutzniesser B, C oder D die versicherte Person A überleben, von derem Tode an ihnen eine lebenslängliche Rente zu zahlen, und zwar in der Weise, dass sie bis zum Tode des Längstlebenden von B, C und D verabfolgt wird. Anwendung: Waisenpension. Der Modus hat mehrere Fälle:

1. Fall: Der Rentenbetrag bleibt unverändert.

2. Fall: Der Rentenbetrag vermindert sich um so viel Mal, als die Zahl der Nutzniesser beim Tode kleiner wird, z. B. für den oben angeführten Fall: wenn B, C und D alle drei bei dem Tode des Versicherten A am Leben sind, erhalten sie eine Leibrente von 900 Thlr.; stirbt z. B. B., dann erhalten C und D nur 600 Thlr., und der Ueberlebende von beiden bezieht nur 300 Thlr.

II. Section: **Kapitalversicherung.** Begriff: gegen Entrichtung einer einmaligen oder gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft bei dem Tode oder der Erreichung eines gewissen Alters der versicherten Person oder auch unbedingt nach gewissen Jahren dem Nutzniesser (Empfangsberechtigten) ein stipulirtes Kapital zu zahlen. Hierher gehören drei Arten.

1. Art: **Kapitalversicherung auf den Todesfall.** Begriff: die versicherte Person muss sterben, damit das versicherte Kapital fällig wird. Anwendung: Erbschaftserwerbung.

1. Combination: **Allgemeine Kapitalversicherung auf den Todesfall durch einmalige oder lebenslängliche, feste Prämien und mit fester Versicherungssumme.** Dieselbe wird häufig „Versicherung auf Lebenszeit“ genannt, eine schwebende, höchst unklare Bezeichnung, da die lebenslängliche Leibrente, die verschiedenen Ueberlebensversicherungen, Invaliden-, Kranken-, und viele anderen Versicherungen gleichfalls „auf Lebenszeit“ laufen. Begriff: gegen einmalige, oder gegen jährliche, gleichbleibende Prämien während der ganzen Lebenszeit des Versicherten hat die Gesellschaft bei dessen Tode seinen Rechtsnachfolgern, einer genannten Person, resp. dessen Erben, oder auch dem Inhaber der Police die Versicherungssumme zu zahlen. Anwendung: für den Familienversorger, um Frau und Kinder nach dessem Tode gegen Mangel zu schützen; gleichfalls um solchen Gläubigern, denen der Versicherte im Leben nicht Zahlung leisten kann, wenigstens im Tode gerecht zu werden.

1. Modus: **Ohne Gewinnantheil.**

2. Modus: **Mit Gewinnantheil.**

2. Combination: **Auf den Todesfall mit veränderlicher Prämie.** Anwendung: wie bei erster Combination, und zwar in solchen Fällen, wo der Contrahent in den ersten Jahren mehr, in den letzteren weniger zahlen kann oder umgekehrt.

1. Modus: **Mit fallenden Prämien.**

2. Modus: **Mit steigenden Prämien.**

3. Combination: **Auf den Todesfall mit beliebig reducirter Versicherungssumme.** Anwendung wie bei 1. und 2. Combination, für den Fall, wo der Contrahent bei dem Abschluss im Zweifel sein sollte, ob er fortwährend den ganzen stipulirten Prämienbetrag alljährlich zahlen könne, oder ob er später überhaupt im Stande sein werde, eine Prämie zu zahlen.

1. Modus: **Mit beliebiger Prämienverminderung und dadurch bewirkte verhältnissmässige Reduction der Versicherungssumme.**

2. Modus: **Mit beliebiger Prämienaufhör und dadurch bewirkte verhältnissmässige Reduction der Versicherungssumme.**

3. Modus: **Mit beliebiger Prämienaufhör und reducirter Versicherungssumme** in vollem Betrage der gezahlten Bruttoprämien ohne Zinsen **(Prämienrückgewähr).**

4. Combination: **Auf den Todesfall mit steigender Versicherungssumme** (Versicherung mit Reversionary bonus). Begriff: gegen einmalige oder gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft bei dem Tode des Versicherten dem Nutzniesser die durch Gewinnantheil von Jahr zu Jahr (Periode zu Periode) gesteigerte Versicherungssumme zu zahlen, deren Höhe über die in der Police stipulirte Summe sich einerseits nach der Dauer der Versicherung, andererseits nach dem Gewinn des Geschäftes richtet.

5. Combination: **Auf den Todesfall mit Halbcredit der Prämien (Halbcreditsystem).** Begriff: der Contrahent hat nur die Hälfte der stipulirten Jahresprämie für das versicherte Kapital zu entrichten; die andere Hälfte creditirt ihm die Gesellschaft gegen 4 à 5⁰/₀ Zinsvergütung. Die creditirte Halbprämie (nebst Zinsen) wird seitens der Gesellschaft bei Fälligwerden der Versicherungssumme von dieser in Abzug gebracht, und was von derselben dann übrig bleibt, wird dem Nutzniesser ausbezahlt. Anwendung: wo, um eine Schuldforderung zu tilgen, eine Police in so hohem Betrage verlangt wird, dass der Versicherte nur die Hälfte von der Prämie zahlen kann. (NB. Lebt der Versicherte noch eine Reihe von Jahren, so wird die durch das Halbcreditsystem beabsichtigte Wirkung völlig illusorisch.)

6. Combination: **Auf den Todesfall mit abgekürzter Prämienzahlung.**

1. Modus: **Prämienaufhör nach festgestellter Versicherungsdauer.** Mit Rücksicht auf die Dauer der Prämienleistung sind sehr viele Fälle möglich (z. B. Prämienaufhör nach resp. 3, 5, 7, 10, 15, 20 . . . . Jahren).

2. Modus: **Prämienaufhör nach Erreichung eines gewissen Alters des Versicherten.** Gleichfalls viele Fälle möglich (Prämienaufhör mit dem 50., 55., 60., 65., 70., 75, 80., 85. oder 90. Lebensalter).

3. Modus: **Prämienaufhör mit Eintritt der Invalidität.** Anwendung: besonders zum Erbschaftserwerb für Künstler, Schriftsteller und Arbeiter, deren Invalidität meistens mit der Unfähigkeit, Prämien zu zahlen, identisch ist.

7. Combination: **Auf den Todesfall mit Zinsengenuss der eingezahlten Prämien.** Begriff: gegen Entrichtung von Jahresprämien hat die Gesellschaft a) die stipulirte Versicherungssumme nach dem Tode des Versicherten zu zahlen und b) dem Versicherten 3, $3^1/_2$ oder $4^0/_0$ Zinsen von allen eingezahlten Prämien während der ganzen Versicherungsdauer zu vergüten. Anwendung: um auf einmal den Hinterbliebenen eine Erbschaft oder sich selber eine von Jahr zu Jahr steigende Altersversorgungsrente zu erwerben.

8. Combination: **Vorschüssige Kapitalversicherung auf den Todesfall.** Begriff: gegen Jahresprämien, für deren zukünftige prompte Zahlung der Contrahent der Gesellschaft genügende Sicherheit stellen muss, zahlt dieselbe dem Nutzniesser sofort nach dem Abschluss der Versicherung die Versicherungssumme aus. Anwendung: um zu einem rentablen Unternehmen ein Kapital sofort zu bekommen, welches lediglich durch den Tod des Versicherten getilgt wird.

9. Combination: **Aufgeschobene Kapitalversicherung auf den Todesfall,** auch **mit Carenzzeit** genannt. Begriff: gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft die stipulirte Summe nach dem Tode des Versicherten nur dann zu zahlen, wenn der Tod desselben nach der festgestellten Aufschubs- oder Carenzzeit erfolgt. Anwendung: seitens der Gesellschaft, wo der Gesundheitszustand des Versicherten eine Probezeit erheischt, um das Risico übernehmen zu können; seitens des Versicherten, wenn er, falls sein Tod während der Aufschubszeit erfolgen sollte, für Niemanden zu sorgen hat.

1. Modus: **Mit Carenzzeit ohne Rückgewähr der gezahlten Prämien.** Je nach Dauer der Carenzzeit sind mehrere Fälle möglich (Carenzzeit resp. 1, 2, 3, 4, 5 .... Jahre).

2. Modus: **Mit Carenzzeit und Rückgewähr der während derselben geleisteten Prämien,** wenn der Versicherte binnen jener Zeit stirbt. Dieselben Fälle wie bei dem 1. Modus.

10. Combination: **Auf den Todesfall für nicht gesunde Leben.** Diese unterscheidet sich von der allgemeinen (1. Combination) nur durch das erhöhte Risico und die aus demselben hervorgehenden höheren Prämiensätze.

11. Combination: **Gegenseitige Kapitalversicherung auf zwei verbundene Leben.** Begriff: gegen Entrichtung einer einmaligen oder gegen Jahresprämien stellt die Gesellschaft auf zwei Leben eine Police aus, wodurch sie verpflichtet wird, die stipulirte Summe nach dem Tode des zuerst Sterbenden beider Versicherten an den Ueberlebenden derselben zu zahlen. Anwendung: für Eheleute oder Interessenten, bei welchen das Ableben des Einen dem Anderen finanzielle Nachtheile bringt.

1. Modus: **Mit gleicher Versicherungssumme,** gleichgültig wer von beiden zuerst stirbt.

2. Modus: **Mit ungleicher Versicherungssumme,** je nachdem der Eine oder der Andere zuerst stirbt.

12. Combination: **Einseitige Ueberlebens-Kapitalversicherung.** Begriff: gegen einmalige oder gegen jährliche Prämien hat die Gesellschaft die stipulirte Summe nur dann zu zahlen, wenn der im Voraus designirte Nutzniesser die versicherte Person überlebt. Anwendung: Erbschaft für Wittwen, Waisen, hülflose Anverwandte u. s. w.

13. Combination: **Kapitalversicherung auf den letzten Todesfall zweier Leben.**

1. Modus: **Mit Prämienaufhör bei dem Tode des Zuerststerbenden.**

2. Modus: **Mit Prämienzahlung bis zum Tode des Zuletztsterbenden.**

14. Combination: **Kurze Kapitalversicherung auf den Todesfall.** Begriff: gegen einmalige oder gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft nur dann die stipulirte Versicherungssumme zu zahlen, wenn der Tod des Versicherten binnen der festgestellten Zeit erfolgt. Anwendung: zur Sicherstellung des Gläubigers, bei Aufnahme von in gewisser

Zeit abzutragenden Darlehen; um Kapitalien zur Verwirklichung irgendwelchen Projects sicherzustellen für den Fall, dass der Urheber sterben sollte, ehe die Verwirklichung beendet wäre; um die Beamtenfrau gegen den bei frühzeitigem Tode ihres Mannes eintretenden Pensionswegfall oder eine Pensionsminderung zu schützen.

Nach der verschiedenen Versicherungsdauer sind eine Menge Fälle möglich. Die gewöhnlichsten sind auf resp. 1, 2, 3, 4, 5 und 10 Jahre.

2. Art: **Kapitalversicherung auf den Lebensfall.**

Begriff: gegen einmalige oder gegen Jahresprämien hat die Gesellschaft dem Nutzniesser die stipulirte Versicherungssumme bei dem im voraus bestimmten Zahlungstermin zu zahlen, falls der Versicherte dann am Leben ist.*) Anwendung: Ausstattung und Altersversorgung.

1. Combination: **Allgemeine Kapitalversicherung auf den Lebensfall mit festen Prämien.** Anwendung: Pathengeschenk, Kinderausstattung, Erwerb von Etablirungskapital, Mittel zum Freiwilligendienst, Altersversorgung u. s. w.

1. Modus: **Ohne Gewinnantheil.**

2. Modus: **Mit Gewinnantheil.**

2. Combination: **Mit Rückgewähr der Prämien.** Begriff: stirbt die versicherte Person vor dem stipulirten Zahlungstermin der Versicherungssumme, dann hat die Gesellschaft deren Erben die bereits geleisteten Prämien zurückzuzahlen.

1. Modus: **Mit sofortiger Rückgewähr der Prämien** bei dem früher eintretenden Tode des Versicherten.

2. Modus: **Mit Rückgewähr der Prämien** bei dem stipulirten Zahlungstermin der Versicherungssumme, falls der Versicherte diesen Termin nicht erlebt.

3. Combination: **Kapitalversicherung auf den Lebensfall mit beliebiger Prämienverminderung und Reduction der Versicherungssumme.**

---

*) Vgl. was oben S. 254 über Leibrenten auf den Lebensfall gesagt wurde.

4. Combination: **Kapitalversicherung auf den Lebensfall mit bedingter Prämienaufhör.**

1. Modus: Das reducirte Versicherungskapital ist **sofort zahlbar bei beliebiger Prämieneinstellung.**

2. Modus: **Prämienaufhör bei dem Tode des Prämienzahlers** (Versorgers) und Auszahlung des stipulirten Kapitals beim festgestellten Termin, falls die versicherte Person dann am Leben ist.

5. Combination: **Kapitalanlage mit Bedingung des Lebens (Kapital-Tontine).** Begriff: gegen beliebige Prämieneinzahlung hat die Gesellschaft zu einem stipulirten Termin, insofern der Versicherte dann noch am Leben ist, dem Nutzniesser a) das angelegte Geld, b) die dadurch erzielten Zinsen zu 3, $3^1/_2$ oder $4^0/_0$, und c) die auf die Geldanlage fallende Rate vom Erbschaftsgewinn aus den Anlagen solcher Mitglieder, welche vor dem stipulirten Zahlungstermin gestorben sind, auszuzahlen. Anwendung: Altersversorgung für ledige Personen.

1. Modus: **Mit Kapitalanlage in Raten** (Portionen).

1. Fall: Mit Auszahlung zu jeder beliebigen Zeit.

2. Fall: Mit Auszahlung bei Erreichung eines im voraus bestimmten Alters.

2. Modus: **Mit Geldanlage zu jeder Zeit in beliebiger Höhe** (Tontinen-Sparkasse).

1. Fall: Mit Auszahlung zu jeder beliebigen Zeit.

2. Fall: Mit Auszahlung bei Erreichung eines im voraus bestimmten Alters.

6. Combination: **Ausstattungsversicherung für noch nicht geborene Kinder.** Begriff: gegen einmalige oder gegen Jahresprämien in gewisser Zeit hat die Gesellschaft für jedes aus einer bestimmten Ehe hervorgehende Kind, wenn dasselbe gewisse Jahre alt geworden ist, ein stipulirtes Ausstattungskapital zu zahlen.

1. Modus: **Ohne Rückgewähr** für den Fall, dass Frau oder Mann der betreffenden Ehe kinderlos sterben sollten.

2. Modus: **Mit Rückgewähr** bei dem kinderlosen Tode der Frau oder des Mannes der betreffenden Ehe.

1. Fall: Mit sofortiger Rückgewähr, gleich nach dem Tode des kinderlosen Ehegatten.

2. Fall: Mit aufgeschobener Rückgewähr (nach 20 resp. 25 Jahren).

3. Art: **Gemischte Kapitalversicherungen.**

Begriff: gegen einmalige oder gegen jährliche Prämien während der Versicherungsdauer oder nur bis zum Tode der versicherten Person, falls er binnen jener eintritt, hat die Gesellschaft bei dem festgestellten Zahlungstermin die stipulirte Versicherungssumme zu zahlen, insofern der Versicherte dann am Leben ist (wie auf den Lebensfall) und bei dem früher eintretenden Tode desselben gleichfalls (wie auf den Todesfall). Weil somit diese Art Versicherung Lebensfall- und Todesfallversicherung vereinigt, hat man sie gemischte oder vermischte genannt. „Abgekürzte Lebensversicherung auf den Todesfall", resp. „Lebensversicherung auf den Todesfall, zahlbar bei Lebzeiten" sind landläufige, aber unklare und zweideutige Bezeichnungen dieser Art Versicherung.*) Anwendung derselben: Ausstattung, Schuldentilgung, Erbschaft oder Altersversorgung.

1. Combination: **Allgemeine gemischte Kapitalversicherung**, zahlbar sofort nach dem Tode des Versicherten oder jedenfalls nach gewissen Jahren; stirbt der Versicherte vor dem Fälligkeitstermin, dann hört die Prämienzahlung auf. Anwendung: Kinderausstattung, Versorgung für die Familie beim frühzeitigen Tode des Versicherten, eigene Altersversorgung bei langem Leben, Kapitalerwerbung zur Geschäftserweiterung, Schuldentilgung u. s. w.

1. Modus: **Ohne Gewinnantheil.** Nach den verschiedenen Zahlungsterminen sind mehrere Fälle möglich; die gewöhnlichsten lassen sich auf zwei Hauptfälle zurückführen.

1. Fall: Mit Zahlungstermin nach gewissen Jahren (5, 10, 15, 20, 25, 30 Jahre).

---

*) Wenn die Summe zur Auszahlung kommt bei Lebzeiten des Versicherten, ist es selbstverständlich keine abgekürzte Lebensversicherung auf den Todesfall, und wenn sie bei dem früheren Tode zu zahlen ist, dann kann man natürlich nicht sagen, dass sie bei Lebzeiten zahlbar sei.

2. Fall: Mit Zahlungstermin nach Erreichung eines gewissen Alters (50, 55, 60, 65, 70, 80, 90 Lebensjahre). Da bei vielen deutschen Gesellschaften die Kapitalversicherung auf den Todesfall oder die sogenannte auf Lebenszeit mit dem 85., resp. 90. Lebensjahre allemal zur Auszahlung gelangt und die Prämienzahlung zugleich aufhört, so ist sie, streng genommen, keine reine Todesfallversicherung, sondern eine gemischte.

2. Modus. **Mit Gewinnantheil.**

2. Combination: **Gemischte Kapitalversicherung, unbedingt auf bestimmte Zeit,** d. h. die Prämienzahlung hört allerdings bei dem früheren Tode des Versicherten auf, aber die Summe wird auch in diesem Falle erst zu dem in der Police festgestellten Zahlungstermin gezahlt. Anwendung: zur Tilgung von Hypothekarschulden; für ein bestimmtes, nach gewissen Jahren eintretendes Bedürfniss u. s. w.

B. Versicherungen auf zufällige Ereignisse des Lebens.

1. Section: **Krankenversicherung.** Begriff: gegen terminliche Prämien hat die Gesellschaft dem Versicherten während einer bei ihm stattfindenden Krankheit Unterstützung zu gewähren.

1. Art: **Einfache Krankenversicherung.**

1. Combination: **Auf das ganze Leben.**

1. Modus: **Mit lebenslänglicher Prämienzahlung.**

1. Fall: Mit nicht suspendirter Prämienzahlung während der Krankheit.

2. Fall: Mit suspendirter Prämienzahlung während der Krankheit.

2. Modus: **Mit abgekürzter Prämienzahlung.** (Aufhör der Prämie mit dem resp. 50., 55., 60. Lebensjahre.)

2. Combination: **Gegen Krankheit auf beschränkte Zeit.** ($^1/_4$, $^1/_3$, $^1/_2$, 1, $1^1/_2$ Jahre.)

1. Modus: **Mit sich gleichbleibender Krankenrente** während der ganzen stipulirten Unterstützungsdauer.

2. Modus: **Mit fallender Krankenrente** während der stipulirten Unterstützungsdauer.

2. Art: **Gemischte Krankenversicherung.**

Begriff: gegen terminliche Prämien hat die Gesellschaft dem Versicherten während seiner stattfindenden Krankheit ausser dem stipulirten Krankengelde zugleich eine andere Vergütung zu zahlen.

1. Combination: **Krankenversicherung zugleich mit freier ärztlicher Pflege und Medicin** während der Krankheit.

2. Combination: **Krankenversicherung zugleich mit Versicherung der laufenden Prämien** einer Todesfallversicherung während der Krankheitsdauer. Begriff: gegen terminliche Prämien hat die Gesellschaft nicht allein dem Versicherten während seiner Krankheit Krankengeld zu zahlen, sondern zugleich für seine Versicherung auf den Todesfall die während der Krankheitsdauer fälligen Prämien zu leisten.

II. Section: **Invalidenversicherung oder Versicherung gegen Erwerbsunfähigkeit.** Begriff: gegen terminliche Prämien hat die Gesellschaft während eingetretener Erwerbsunfähigkeit dem Versicherten eine Leibrente zu zahlen. Diese Versicherungssection ist einerseits mit der Kranken-, andererseits mit der Unfallversicherung verwandt, zuweilen gar mit denselben identisch.

1. Combination: **Lebenslängliche Invalidenversicherung.**

1. Modus: **Ohne Rückgewähr der Prämien** bei dem Tode des Versicherten, wenn derselbe während der ganzen Versicherungsdauer nie invalid gewesen.

2. Modus: **Mit Rückgewähr der Prämien** für denselben Fall wie oben bei dem Modus 1.

2. Combination: **Abgekürzte Invalidenversicherung.**

1. Modus: **Abgekürzte nach dem Alter des Versicherten.** (Die Invalidenrente hört auf mit dem resp. 60., 65., 70. Lebensjahre des Versicherten.)

2. Modus: **Abgekürzte nach Dauer der Invalidität,** auch temporaire genannt, weil die Rente nach Eintritt der

Invalidität nur während einer kürzeren, im voraus festgestellten Zeit gezahlt wird.

III. Section: **Unfallversicherung.** Begriff: gegen einmalige oder terminliche Prämien hat die Gesellschaft dem Versicherten, resp. seinen Rechtsnachfolgern beim eintretenden Unfall des Erstern eine stipulirte Entschädigung (Kapital oder Rente) zu zahlen, deren Höhe sich nicht allein nach der Höhe der Prämie, sondern zugleich nach Beruf, Lebensstellung oder Rang des Versicherten und Grösse des betreffenden Unfalls (unerheblicher, schwerer, tödtlicher Verletzung) richtet.

1. Art: **Allgemeine Unfallversicherung gegen jede Art tödtlicher oder nicht tödtlicher Verletzung.**

1. Combination: **Lebenslängliche Unfallversicherung.**

1. Modus: **Mit Kapitalauszahlung beim tödtlichen, mit Rentenzahlung beim nichttödtlichen Unfall des Versicherten.**

Mit Bezug auf das Gewerbe sind hier 3 Fälle üblich:

1. Fall: Gewöhnliches Risico (z. B. Kaufleute, Geschäftsreisende, Gutsbesitzer, Gelehrte, Beamte u. s. w.).

2. Fall: Erhöhtes Risico (z. B. Baugewerksleute, Fuhrleute, Civilingenieurs u. s. w.).

3. Fall: Ausserordentliches Risico (z. B. Bergleute, Seeleute, Maschinisten u. s. w.).

2. Modus: **Mit Kapitalauszahlung in stipulirter Höhe beim tödtlichen, in reducirter Höhe beim nichttödtlichen Unfall des Versicherten.**

Mit 3 Fällen (Gefahrsklassen) wie oben beim Modus 1.

2. Combination: **Unfallversicherung auf kurze Zeit** (auf 1, 3, 6 Monate, auch auf 1 bis 5 Jahre).

2 Modi mit je 3 Fällen, wie oben bei der 1. Combination.

2. Art: **Reine Eisenbahnunfallversicherung.**

1. Combination: **Lebenslängliche.**

1. Modus: **Auf den Todesfall und zugleich auf nichttödtliche Verletzung.**

1. Fall: Für Passagiere.

2. Fall: Für Eisenbahn-, Bureau- und Control-beamte.

3. Fall: Für Eisenbahnfahrdienstbeamte.

2. Modus: **Ausschliesslich auf den Todesfall.**

2. Combination: **Auf kurze Zeit.**

1. Modus: **Für einmalige Reise.**

1. Fall: Für Tour.

2. Fall: Für Tour und Retour.

2. Modus: **Nach Zeitdauer** (von 1 Tage bis auf 5 Jahre).

IV. Section: **Kriegsversicherung.** Begriff: gegen einmalige oder terminliche Prämien hat die Gesellschaft den Rechtsnachfolgern des Versicherten für den Fall, dass dieser im Kriege stirbt, ein Kapital zu zahlen.

1. Art: **Reine Kriegsversicherung.**

1. Combination: **Für die ganze Dienstzeit.**

1. Fall: Für Combattanten.

2. Fall: Für Militairbeamte.

2. Combination: **Auf kurze Zeit.**

2 Fälle wie oben bei 1. Combination.

2. Art: **Gemischte Kriegs- und Lebensversicherung.**

Begriff: gegen einmalige oder terminliche Prämien für eine Lebensversicherung auf den Todesfall und temporaire oder einmalige Extraprämie für den Todesfall im Kriege, hat die Gesellschaft den Rechtsnachfolgern des Versicherten nach dessem Tode das stipulirte Kapital zu zahlen.

1. Combination: **Für die ganze Dienstzeit.** Die Extraprämie hört mit dem Austritt aus dem Militairdienst auf.

1. Modus: **Mit sich gleichbleibender Extraprämie** während der ganzen Dienstzeit.

2. Modus: **Mit veränderlicher Extraprämie** (geringer in Friedens- als in Kriegszeit).

1. Fall: Mit fixer Versicherungssumme.

2. Fall: Mit beweglicher Versicherungssumme, je nach der Dauer der gemischten Kriegs- und Lebensversicherung.

2. Combination: **Nur mit Extraprämie während eines Krieges.**

1. Modus: **Mit fixer Versicherungssumme.**

1. Fall: Ohne Nachschussverpflichtung seitens des Versicherten.

2. Fall: Mit Nachschussverpflichtung.

2. Modus: **Mit beweglicher Versicherungssumme,** je nachdem der Tod sofort auf dem Schlachtfelde oder erst später durch im Kriege erhaltene Wunden erfolgt.

Zur Lebensversicherung im weitesten Sinne des Wortes gehören noch folgende 3 nur wenig cultivirte Sectionen, welche auf den Menschen (seiner persönlichen Leistungsfähigkeit, resp. Moralität) basirt sind. Da sie zugleich auf zufälligen Ereignissen des Lebens beruhen, können sie passend unter gegenwärtiger Categorie aufgeführt werden.

V. Section: **Credit-, Bankerott- oder Insolvenzversicherung.** Begriff: gegen jährliche Prämien hat die Bank den Creditoren des Versicherten volle oder theilweise Entschädigung für den Fall, dass derselbe insolvent wird, zu leisten.

VI. Section: **Cautionsversicherung.** Begriff: gegen jährliche Prämien hat die Gesellschaft die zu leistende Cautionssumme des Versicherten (Beamten) dann seinem Principal (vorgesetzter Behörde) ganz oder theilweise zu zahlen, wenn jener sich des Unterschlagens schuldig macht.

VII. Section: **Diebstahlsversicherung.** Begriff: gegen jährliche Prämien hat die Gesellschaft dem Versicherten dann Entschädigung zu leisten, wenn demselben durch Diebstahl Schaden zugefügt wird.

Zur grösseren Uebersichtlichkeit der Hauptzweige des Lebensversicherungswesens sind die folgenden synoptischen Tafeln beigefügt.

Tafel I. System des gesammten Lebensversicherungswesens.

Versicherung auf das menschliche Leben.

I. Categorie. Auf Lebens- oder Zeitdauer.

- **I. Section. Rentenversicherung** (siehe Tafel II).
  - 1. Art. Leibrenten auf den Lebensfall.
    - Comb.
      - 1. Sofort beginnende Leibrente.
      - 2. Aufgeschobene Leibrente.
      - 3. Tontinenrente.
  - 2. Art. Leibrenten auf den Todesfall.
    - Comb.
      - 1. Ueberlebensr. auf 2 verb. Leben.
      - 2. Einseitige Ueberlebensrente.
- **II. Section. Kapitalversicherung** (s. Taf. III, IV, V).
  - 1. Art. Kapitalversicherung auf den Todesfall (siehe Tafel III).
    - Combinationen.
      - 1. Allgemeine.
      - 2. Mit veränderlicher Prämie.
      - 3. Mit zu reducirender Versicherungssumme.
      - 4. Mit steigender Versicherungssumme.
      - 5. Mit Prämienhalbcredit.
      - 6. Mit abgekürzter Prämienzahlung.
      - 7. Mit Zinsengenuss der Prämie.
      - 8. Vorschüssige Kapitalversicherung.
      - 9. Aufgeschobene (mit Carenzzeit).
      - 10. Für nicht gesunde Leben.
      - 11. Gegenseitige Ueberlebensversicherung.
      - 12. Einseitige Ueberlebensversicherung.
      - 13. Auf den letzten Todesfall Zweier.
      - 14. Auf kurze Zeit.
  - 2. Art. Kapitalversicherung auf d. Lebensfall (s. Taf. IV).
    - Combination.
      - 1. Allgemeine mit festen Prämien.
      - 2. Mit Prämienrückgewähr.
      - 3. Mit Prämien- und Kapitalreduction.
      - 4. Mit bedingter Prämienaufhör.
      - 5. Kapitaltontine.
      - 6. Für noch nicht geborene Kinder.
  - 3. Art. Gemischte Kapitalversicherung (s. Taf V).
    - Combination.
      - 1. Auf bestimmte Zeit od. sof. nach dem Tode.
      - 2. Unbedingt auf bestimmte Zeit.

II. Categorie. Auf zufällige Ereignisse des Lebens. (s. Taf. V).

- **I. Section. Krankenversicherung.**
  - 1. Art. Einfache.
    - Com
      - 1. Für das ganze Leben.
      - 2. Gegen Krankheit auf beschränkte Zeit.
  - 2. Art. Gemischte.
    - Com.
      - 1. Krankenversicher. mit freier ärztl. Pflege.
      - 2. Kranken- und Prämienversicherung.
- **II. Section. Invalid.-versicher.**
  - Combination.
    - 1. Lebenslängliche Invalidenversicherung.
    - 2. Abgekürzte Invalidenversicherung.
- **III. Section. Unfallversicherung.**
  - 1 Art. Allgemeine.
    - Com.
      - 1. Lebenslängliche Unfallversicherung.
      - 2. Unfallversicherung auf kurze Zeit.
  - 2. Art. Eisenbahnv.
    - Com.
      - 1. Lebenslängliche Eisenbahnversicherung.
      - 2. Eisenbahnversicherung auf kurze Zeit.
- **IV. Section. Kriegsversicherung.**
  - 1. Art. Exclusive.
    - Com.
      - 1. Für die ganze Dienstzeit.
      - 2. Auf kurze Zeit (für einen Krieg).
  - 2. Art. Gemischte.
    - Com.
      - 1. Mit Extraprämie für die ganze Dienstzeit.
      - 2. Nur mit Extraprämie während eines Krieges.
- **V. Section. Creditversicher.**
- **VI. Section. Cautionsversicher.**
- **VII. Section. Diebstahlversicher.**

Tafel II. System der Leibrentenversicherung.

Versicherung von Leibrenten.

I. Art. Leibrenten auf den Lebensfall.

- **1. Combination. Sofort beginnende Leibrente.**
  - 1. Modus. Lebenslängliche für 1 Person.
    - Fälle.
      - 1. Sich gleichbleibende Leibrente.
      - 2. Steigende Leibrente.
      - 3. Fallende Leibrente.
  - 2. Modus. Lebenslängliche für 2 oder mehrere Personen.
    - Fälle.
      - 1. Zahlbar bis zum Tode des Zuerststerbenden.
      - 2. Zahlbar bis zum Tode des Zuletztsterbenden.
      - 3. Veränderung des Rentenbetrages für den oder die Ueberlebenden bei dem Tode eines der verbundenen Leben.
  - 3. Modus. Sofort beginnende temporäre Leibrente.
- **2. Combination. Aufgeschobene Leibr.**
  - 1. Modus. Auf bestimmte Zeit aufgeschobene lebenslängliche Leibrente für 1 Person.
    - Fälle.
      - 1. Sich gleichbleibende.
      - 2. Steigende.
      - 3. Fallende.
      - 4. Sich gleichbleibende mit Rückgewähr.
  - 2. Modus. Auf unbestimmte Zeit aufgeschobene
  - 3. Modus. Aufgeschobene temporäre Leibrente.
  - 4. Modus. Auf bestimmte Zeit aufgeschobene lebenslängliche für 2 oder mehrere Personen.
- **3. Combination. Aufgeschobene unbestimmt steigende lebenslängliche Leibrente. (Tontinenrente.)**

II. Art. Leibrenten auf den Todesfall.

- **1. Combination. Gegenseitige Ueberlebens-Rente.**
  - 1. Modus. Lebenslängliche Rente für die Ueberlebende von zwei Personen.
  - 2. Modus. Temporäre Leibrente für die Ueberlebende von zwei Personen.
- **2. Combination. Einseitige Ueberlebensrente.**
  - 1. Modus. Lebenslängliche.
  - 2. Modus. Temporäre.
  - 3. Modus. Bedingte lebenslängliche
  - 4. Modus. Einseitige Ueberlebensrente für 2 oder mehrere Personen. (Reversibilitätsrente.)
    - Fälle.
      - 1. Unveränderlicher Rentenbetrag.
      - 2. Veränderlicher Rentenbetrag.

Tafel III. System der Kapitalversicherung a.

Kapitalversicherung auf den Todesfall.

1. Comb.	2. Comb.	3. Combination.	4. Com.	5. Com.	6. Combination.	7. Com.	8. Com.	9. Combin.	10. Com.	11. Combin.	12. Com.	13. Combin.	14. Com.
Allgemeine, mit lebenslänglich fixer Prämie u. fester Versicherungssumme.	Mit veränderlicher Prämie.	Mit beliebig reducirter Versicherungssumme.	Mit steigender Versicherungssumme. (Reversionary bonus.)	Mit Prämienhalbcredit.	Mit abgekürzter Prämienzahlung.	Mit Zinsengenuss der eingezahlten Prämien.	Vorschüssige Kapitalversicherung auf den Todesfall.	Aufgeschobene (mit Carenzjahren.)	Für nicht gesunde Leben.	Gegenseitige Ueberlebensversicherung auf zwei verbund. Leben.	Einseitige Ueberlebensversicherung.	Auf den Todesfall des Zuletztsterbenden von zwei Personen.	Kurze Kapitalversicherung auf den Todesfall.
1. Modus. Ohne Gewinnantheil. 2. Modus Mit Gewinnantheil.	1. Modus. Mit fallender Prämie. 2. Modus. Mit steigender Prämie.	1. Modus. Mit Prämienverminderung und Kapitalreduction. 2. Modus. Mit Prämienaufhör und reducirter Versicherungssumme. 3. Modus. Mit Brutto-Prämien-Rückgewähr.			1. Modus. Prämienaufhör nach festgestellter Versicherungsdauer. 2. Modus. Prämienaufhör nach Erreichung eines gewissen Alters. 3. Modus. Prämienaufhör mit Eintritt der Invalidität.			1. Modus. Mit Carenzrückgewähr. 2. Modus. Ohne Carenzrückgewähr.		1. Modus. Mit gleicher Versicherungssumme, gleichgültig wer zuerst stirbt. 2. Mod. Mit verschied. Versicherungssumme, je nachdem der Eine od. der Andere zuerst stirbt.		1. Modus. Prämienaufhör beim ersten Todesfall. 2. Modus. Prämienzahlung bis zum letzten Sterbefall.	

Tafel IV. System der Kapitalversicherung b.

Kapitalversicherung auf den Lebensfall.

- **1. Combin. Allgemeine, mit festen Prämien.**
  - 1. Mod. Ohne Gewinnantheil.
  - 2. Mod. Mit Gewinnantheil.
- **2. Combin. Mit Prämienrückgewähr.**
  - 1. Mod. Sofortige Rückgewähr bei dem Tode des Versicherten.
  - 2. Mod. Rückgewähr bei dem Zahlungstermine
- **3. Combin. Mit Prämienverminderung und Kapitalreduction.**
- **4. Combin. Mit bedingter Prämienaufhör.**
  - 1. Mod. Zahlbar sofort bei der Prämieneinstellung.
  - 2. Mod. Mit Prämienaufhör beim Tode des Versorgers.
- **5. Combin. Kapitalanlage mit Bedingung des Lebens. (Tontine.)**
  - 1. Mod. Anlage in fixen Raten.
    - Fälle.
      1. Mit Auszahlung zu jeder beliebigen Zeit.
      2. Mit Auszahlung zu bestimmter Zeit.
  - 2. Mod. Anlage, nach Zeit und Höhe beliebig.
    - Fälle.
      1. Mit Auszahlung zu jeder beliebigen Zeit.
      2. Mit Auszahlung zu bestimmter Zeit.
- **6. Combination. Ausstattung für noch nicht geborene Kinder.**
  - 1. Modus. Ohne Rückgewähr.
  - 2. Modus. Mit Rückgewähr.
    - Fälle.
      1. Sofortige Rückgewähr beim Tode der kinderlosen Mutter.
      2. Rückgewähr bei einer im Voraus festgestellten Zeit, wenn die kinderlose Mutter stirbt.

Gemischte Kapitalversicherung.

- **1. Combination. Allgemeine, (sofortzahlbar beim Todesfall, zu bestimmter Zeit im Lebensfall).**
  - 1. Modus. Ohne Gewinnantheil
    - Fälle.
      1. Zahlungstermin nach Versicherungsdauer.
      2. Zahlungstermin nach Alter des Versicherten.
  - 2. Modus. Mit Gewinnantheil.
    - Fälle.
      1. Zahlungstermin nach Versicherungsdauer.
      2. Zahlungstermin nach Alter des Versicherten.
- **2. Combin. Auf unbedingt bestimmte Zeit.**

Tafel V. System der Versicherung auf zufällige Ereignisse des Lebens.

Kapital- und Rentenversicherung auf zufällige Ereignisse des menschlichen Lebens.

I. Section. Krankenversicherung.

- **1. Art. Einfache.**
  - **1. Combination.** Auf das ganze Leben.
    - 1. Modus. Mit lebenslänglicher Prämienzahlung.
      - Fälle.
        - 1. Mit Prämienzahlung während der Krankheit
        - 2. Mit Prämieneinstellung auch während der Krankheit.
    - 2. Modus. Mit abgekürzter Prämienzahlung.
  - **2. Comb.** Gegen Krankheit auf beschränkte Zeit.
    - 1 Mod. Mit sich gleichbleibender Rente.
    - 2. Mod. Mit fallender Rente.
- **2. Art. Gemischte.**
  - 1. Com. Zugleich mit ärztlicher Pflege und Medicin.
  - 2. Com. Zugleich mit Prämienversicherung.

III. Section. Unfallversicherung.

- **1. Art. Allgemeine Unfallversicherung.**
  - **1. Combination.** Lebenslängliche.
    - 1. Modus. Beim Tode Kapital, bei nicht tödtlicher Verletzung Rente.
      - Fälle. 1. Gewöhnliches Risico. 2. Erhöhtes Risico. 3. Ausserordentliches Risico.
    - 2 Modus. Mit vermindertem Kapital bei nicht tödtlicher Verletzung.
      - Fälle. 1. Gewöhnliches Risico. 2. Erhöhtes Risico. 3. Ausserordentliches Risice.
  - **2. Combination.** Auf kurze Zeit.
    - 1. Modus. Beim Tode Kapital, bei nicht tödtlicher Verletzung Rente.
      - Fälle. 1. Gewöhnliches Risico. 2. Erhöhtes Risico. 3. Ausserordentliches Risice.
    - 2. Modus. Mit vermindertem Kapital bei nicht tödtlicher Verletzung.
      - Fälle. 1. Gewöhnliches Risico. 2. Erhöhtes Risico 3. Ausserordentliches Risico.
- **2. Art. Eisenbahnunfallversicherung.**
  - **1. Combination.** Lebenslängliche
    - 1. Modus. Auf den Todesfall und zugleich auf nicht tödtliche Verletzung.
      - Fälle. 1. Für Passagiere. 2. Für Eisenb.-Bureau- und Controlbeamte. 3. Für Eisenbahnfahrdienstbeamte.
    - 2. Modus. Ausschliesslich auf den Todesfall.
  - **2. Combination.** Auf kurze Zeit.
    - 1. Modus. Für einmalige Reise.
      - Fälle. 1. Für Tour. 2. Für Tour und Retour.
    - 2. Modus. Nach Zeitdauer.

II. Section. Invalidenversicherung.

- 1. Combin. Lebenslängliche.
  - 1. Modus. Mit Rückgewähr.
  - 2. Modus. Ohne Rückgewähr.
- 2. Combin. Abgekürzte.
  - 1. Modus. Nach Alter des Versicherten.
  - 2. Modus. Nach Dauer der Invaliditát.

IV. Section. Kriegsversicherung.

- 1. Art. **Reine Kriegsversicherung.**
  - 1. Comb. Für die ganze Dienstzeit.
    - Fälle.
      - 1. Für Combattanten.
      - 2. Für Militairbeamte.
  - 2. Comb. Auf kurze Zeit.
    - Fälle.
      - 1. Für Combattanten.
      - 2. Für Militairbeamte.
- 2. Art. **Gemischte Kriegs- und Lebensversicherung.**
  - 1. Combinat. Für die ganze Dienstzeit.
    - 1. Mod. Mit sich gleichbleibender Kriegsprämie für die ganze Dienst zeit.
    - 2. Modus. Mit veränderlicher Extraprämie.
      - Fälle.
        - 1. Mit fixem Versicherungs-Kapital
        - 2. Mit beweglichem Versicher.-Kapital.
  - 2. Combinat. Mit Extraprämie nur während eines Krieges.
    - 1. Modus. Mit fixer Versicherungssumme.
      - Fälle.
        - 1. Ohne Nachschussverpflichtung.
        - 2. Mit Nachschussverpflichtung.
    - 2. Mod. Mit beweglicher Versicherungssumme.

V. Section. Credit-versicherung.

VI. Section. Cautions-versicherung.

VII. Section. Diebstahl-versicherung.

ZWANZIGSTES CAPITEL.

Populäre Prämienberechnungsmethode der wichtigsten Combinationen, nebst Einleitung zur Lebensversicherungs-Mathematik.

Die Prämien der rationellen Lebensversicherungsanstalten sind nicht willkürlich bestimmte Preise; sie beruhen einerseits auf der ermittelten Absterbeordnung, andererseits auf dem durch den Zinseszins bedingten verschiedenen Werth von Kapitalien, welche gegenwärtig oder zukünftig zur Auszahlung gelangen. Obschon das Lebensversicherungswesen bereits eine ziemlich bedeutende Verbreitung gefunden hat, so ist doch die Kenntniss dieser Art Rechnungen nur bei einer verhältnissmässig geringen Anzahl vorhanden, ein Umstand, welcher sicherlich dazu wesentlich beiträgt, die allgemeine Betheiligung dieses wohlthätigen Instituts zu beschränken. Ja es giebt sogar nicht Wenige, selbst in gebildetsten Ständen, die wegen unklarer Begriffe von den der Lebensversicherung zu Grunde liegenden Rechnungen dieselbe als einen unter dem Deckmantel der Wohlthätigkeit operirenden Schwindel ansehen. Um den Kreis dieser Widersacher immer mehr und mehr zu verringern, wird es dringende Aufgabe der Beamten und Agenten der Lebensversicherungsanstalten sein, dieselben mit der mathematischen Grundlage des Lebensversicherungswesens bekannt zu machen. Bei sehr Vielen ist es ihnen aber nicht gut möglich, weil die hierzu erforderlichen mathematischen Kenntnisse nicht vorhanden sind. Es lässt sich aber zu diesem praktischen Zwecke, wenn auch mit grösserem Zeit-

aufwand, auch ohne Hilfe der Mathematik, nur mit einfachen arithmetischen Operationen jene Aufgabe lösen.

Wir lassen eine solche ganz populäre Berechnungsmethode der Prämien bei den am meisten vorkommenden Combinationen folgen.

I. Aufgabe. (Sofort beginnende Leibrente.) Wie viel hat eine 60jährige Person ein für alle Mal zu entrichten, um eine sofort beginnende, lebenslängliche Leibrente von 100 Thlrn. jährlich zu erhalten, wenn Deparcieux's Mortalitätstafel und ein Zinsfuss von $3\frac{1}{2}\,\%$ zu Grunde gelegt wird.

Berechnen wir zuerst, wie gross die Gesammtausgabe der Bank sein würde, wenn sie sich verpflichtet hätte, einem Jeden von den in der Mortalitätstafel im 60. Lebensalter angegebenen 463 Lebenden eine Leibrente im Betrage von 1 Thaler zu zahlen. Es ist selbstverständlich, dass die durch Gewährung einer derartigen Rente, wenn von allen Verwaltungskosten gänzlich abgesehen wird, der Bank erwachsende Ausgabe der Prämien-Einnahme für dieselbe gleich sein muss. Um den gesuchten Preis zu erhalten, haben wir somit nur die Höhe jener Ausgaben zu berechnen. Nehmen wir die Mortalitätstafel zur Hand, so finden wir in jedem folgenden Altersjahre eine bestimmte geringere Anzahl Lebender vorhanden (im 61. 450, im 62. 437, im 63. 423 u. s. w.) bis mit dem 95. Jahre Alle gestorben sind. Da die Bank jedes Jahr so viel Thaler an Leibrente auszuzahlen hat, als Lebende in der Tafel vorhanden sind, so ist selbstverständlich die Gesammtauslage in Thalern gleich der Summe aller Lebenden vom 60. bis zum höchsten Alter der Tafel, mithin 6829 Thlr. Der gegenwärtige Werth dieser in abnehmenden Raten während 34 Jahren auszuzahlenden Summe ist aber wegen der Wirkung des Zinseszinses (vergl. oben Cap. 18) bedeutend geringer. Denn nur die an die 463 60jährigen Leibrentner sofort auszuzahlenden Rentenbeträge von 463 Thlrn. haben den vollen Werth von 463 Thlrn; dagegen haben die nach einem Jahre fälligen Rentenbeträge an die dann noch lebenden 450 61jährigen Leibrentner nur den gegenwärtigen Werth von $434_{,7828}$ Thlrn. u. s. w. Da man

den gegenwärtigen Werth eines künftig auszuzahlenden Kapitals dadurch ermittelt, dass man dasselbe mit dem in der Abzinsungstabelle angegebenen Abzinsungsfactor multiplicirt, so nehmen wir diese Tabelle zur Hand und multipliciren die künftighin zu zahlenden Rentenbeträge mit den resp. Abzinsungsfactoren, also die nach 1 Jahre fälligen Rentenbeträge Thlr. 450 mit 0,966184, die nach 2 Jahren fälligen Rentenbeträge Thlr. 437 mit 0,933511, die nach 3 Jahren fälligen Rentenbeträge Thlr. 423 mit 0,901943 u. s. w. bis zur letzten Rentenzahlung 1 Thlr. nach 34 Jahren. Demnach erhalten wir folgende Resultate:

Auslagen der Bank.

nach Jahren.	an Rentner.	Alter.	Rentenbeträge in Thlrn.	Gegenwärtiger Werth derselben in Thlrn.
sofort	463	60 jährigen	463	463
1	450	61 „	450	434,7828
2	437	62 „	437	407,9443
3	423	63 „	423	381,5219
4	409	64 „	409	356,4198
5	395	65 „	395	332,5793
6	380	66 „	380	309,1304
7	364	67 „	364	286,1007
8	347	68 „	347	263,5160
9	329	69 „	329	241,3975
10	310	70 „	310	219,7649
11	291	71 „	291	199,3193
12	271	72 „	271	179,3432
13	251	73 „	251	160,4904
14	231	74 „	231	142,7076
15	211	75 „	211	125,9440
16	192	76 „	192	110,7276
17	173	77 „	173	96,3963
18	154	78 „	154	82,8768
19	136	79 „	136	70,7412
20	118	80 „	118	59,3028
21	101	81 „	101	49,0427
22	85	82 „	85	39,8778
23	71	83 „	71	32,1833
24	59	84 „	59	25,8395
25	48	85 „	48	20,3111
26	38	86 „	38	15,5358
27	29	87 „	29	11,4553
28	22	88 „	22	8,3964
29	16	89 „	16	5,9000
30	11	90 „	11	3,9191
31	7	91 „	7	2,4096
32	4	92 „	4	1,3304
33	2	93 „	2	0,6427
34	1	94 „	1	0,3105
		Gesammtauslage:	6829 Thlr.	5141,1610 Thlr.

Wir haben somit den gegenwärtigen Werth der Gesammtauslagen von 6829 Thlrn. gleich 5141,1610 Thlrn. gefunden. Diese letztere Summe soll in dem vorliegenden Fall durch die Prämienleistung der 463 60jährigen Leibrentner gedeckt werden. Da nun 463 Personen zusammen 5141,1610 Thlr. Prämien zahlen sollen, so hat selbstverständlich 1 Person den 463. Theil jener Summe zu leisten, mithin

$$5141{,}1610 : 463 = 11{,}104 \text{ Thlr.}$$

Die erste Rentenzahlung einer sofort beginnenden Leibrente findet gewöhnlich nicht sofort bei dem Abschluss der Versicherung, sondern erst nach Verlauf eines Jahres statt. Wir haben demnach in dem obenstehenden Fall die sofort geleistete Auszahlung von 1 Thlr. von der gefundenen Prämie in Abzug zu bringen, also

$$11{,}104 - 1 = 10{,}104 \text{ Thlr.}$$

Soll nun die Rente wie in unserer Aufgabe nicht 1 Thlr., sondern 100 Thlr. jährlich betragen, so ist offenbar die Prämie für eine solche Rente 100 Mal grösser, als die für 1 Thlr. Rente, mithin

$$100 \times 10{,}104 = 1010{,}4 \text{ Thlr. oder}$$
$$1010 \text{ Thlr. } 12 \text{ Sgr.}$$

In der hier angegebenen Weise kann die einmalige Prämie für eine sofort beginnende, lebenslängliche Leibrente für Personen von irgend welchem Alter berechnet werden. Natürlich hat man allemal die Rechnung mit derjenigen Zahl der Lebenden, welche in der Tafel bei dem Alter der betreffenden Person vorhanden ist, anzufangen.

2. Aufgabe. (Aufgeschobene lebenslängliche Leibrente.) Wie viel hat eine 60jährige Person ein für allemal zu entrichten, um nach 10 Jahren, vom Abschluss der Versicherung an gerechnet, eine lebenslängliche Leibrente von jährlich 100 Thlrn. zu erhalten, wenn Deparcieux's Mortalitätstafel und der Zinsfuss zu $3\frac{1}{2}\,\%$ angenommen wird?

Bei dieser Combination hat man die nämliche Rechnung wie bei der sofort beginnenden Leibrente zu machen, nur mit der Ausnahme, dass man die gegenwärtigen Werthe der während der Aufschubszeit fälligen Rentenbeträge weg-

lässt. Für unseren Fall haben wir demnach nur nöthig, von der Gesammtsumme 5141,1610 Thlr. die Summe der gegenwärtigen Werthe der ersten 10 Rentenzahlungen, mithin 3476,3927 Thlr. in Abzug zu bringen, also

$$5141{,}1610 - 3476{,}3927 = 1664{,}7683 \text{ Thlr.}$$

Diese letztere Summe, welche die Gesammtprämie der im 60. Lebensjahre in der Tafel vorhandenen 463 Rentenkäufer repräsentirt, ist nun durch diese Anzahl zu dividiren, um die Prämie eines Jeden derselben zu erhalten, somit

$$1664{,}7683 : 463 = 3{,}5956 \text{ Thlr.}$$

Ist nun, wie in unserer Aufgabe verlangt wird, die einmalige Prämie eines 60jährigen für eine 10 Jahr aufgeschobene Leibrente von jährlich 100 Thaler zu ermitteln, so ist selbstverständlich diese 100 Mal grösser, als der oben für 1 Thlr. Rente gefundene Werth, mithin

$$100 \times 3{,}5956 = 359{,}56 \text{ Thlr. oder}$$

359 Thlr. 16 Sgr. 10 Pf.

Wenn man zu der Prämienberechnung dieser Combination nicht, wie es hier der Fall war, die für die sofort beginnende lebenslängliche Leibrente einer gleichalterigen Person berechneten Werthe zur Hand hat, so ermittelt man die gegenwärtigen Werthe der Rentenzahlungen nur von dem Alter an, wo die Aufschubszeit aufhört und der erste Rentenbetrag fällig wird. In dem vorliegenden Falle hätten wir also folgende Rechnung:

Auslagen der Bank

an die 463 60jährigen Rentenempfänger.

Nach Jahren.	Zahl der Lebenden.	Alter.	Demnach Rentenbeträge.	Deren gegenwärtiger Werth.
10	310	70jährigen	310 Thlr.	$310 \times 0{,}708919 = 219{,}7649$ Thlr.
11	291	71 „	291 „	$291 \times 0{,}684946 = 199{,}3193$ „

u. s. w.

Gewöhnlich wird die aufgeschobene Leibrente nicht durch einmalige, sondern durch jährliche Prämien erworben, welche während der Aufschubszeit, oder insofern der Rentner früher stirbt, bis zu seinem Tode, geleistet werden. Wir wollen auch hier die Berechnung dieser Art Prämienleistung erklären.

3. Aufgabe. (Aufgeschobene, lebenslängliche Leibrente durch Jahresprämien.) Wie viel hat eine 60jährige Person an jährlicher Prämie zu entrichten für eine 10 Jahre aufgeschobene lebenslängliche Leibrente von 100 Thalern jährlich, wenn die Prämienzahlung mit dem Anfang der Rente aufhören soll?

Hätten die in der Tafel im 60. Lebensalter vorhandenen 463 Lebenden sich verpflichtet, 10 Jahre lang am Anfange eines jeden Jahres der Gesellschaft eine Prämie von 1 Thlr. zu entrichten, so würde der gegenwärtige Werth der Einnahmen der Gesellschaft sich folgendermaassen berechnen:

Einnahmen der Bank.

Nach Jahren.	von Personen.	Alter.	Prämienbeträge in Thlrn.	Gegenwärtiger Werth derselben in Thlrn.
sofort	463	60jährigen	463	463
1	450	61 „	450	434,7828
2	437	62 „	437	407,9443
3	423	63 „	423	381,5219
4	409	64 „	409	356,4198
5	395	65 „	395	332,5793
6	380	66 „	380	309,1304
7	364	67 „	364	286,1007
8	347	68 „	347	263,5160
9	329	69 „	329	241,3975
			Gegenwärtiger Werth aller Prämien:	3476,3927 Thlr.

Vertheilen wir gleichmässig diese Summe auf 463 Personen, so erhalten wir den gegenwärtigen Werth einer 10 Jahre andauernden Prämienzahlung eines 60jährigen von 1 Thlr. Demnach:

$$3476{,}3927 : 463 = 7{,}5084 \text{ Thlr.}$$

In der zweiten Aufgabe haben wir bereits den gegenwärtigen Werth (einmalige Prämie) einer 10 Jahre aufgeschobenen Leibrente von 100 Thlrn., für eine 60jährige Person gefunden, welcher 359,56 Thlr. betrug. Um nun die Jahresprämie für diese Leibrente zu ermitteln, haben wir einfach die Frage zu beantworten: wenn 7,5084 Thlr. durch 1 Thlr. Jahresprämie sich decken lassen, durch welche Jahresprämie lassen sich dann 359,56 Thlr. decken. Die Lösung geschieht durch einfache Division:

$$359{,}56 : 7{,}5084 = 47{,}89 \text{ Thlr. oder}$$
$$47 \text{ Thlr. } 26 \text{ Sgr. } 8 \text{ Pf.}$$

4. Aufgabe. (Kapitalversicherung auf den Todesfall durch einmalige Prämie.) Wie viel hat ein 60jähriger ein für alle Mal einer Lebensversicherungsbank zu entrichten, damit dieselbe am Ende seines Todesjahres 100 Thlr. auszahlen kann, wenn nach Deparcieux's Tafel und einem Zinsfuss von $3\frac{1}{2}\%$ gerechnet wird?

Wenn die in der Tafel im 60. Lebensjahre vorhandenen 463 Lebenden sämmtlich eine derartige Versicherung abgeschlossen hätten, aber nur mit einer Versicherungssumme von 1 Thlr., so stellen sich die

Auslagen der Bank.

Nach Jahren.	Nach d. Tafel Sterbende.	im Alter von	Auszuzahlende Sterbegelder in Thlrn.	Deren gegenwärtiger Werth in Thlrn.
1	13	61	13	12,5604
2	13	62	13	12,1356
3	14	63	14	12,6272
4	14	64	14	12,2002
5	14	65	14	11,7876
6	15	66	15	12,2025
7	16	67	16	12,5759
8	17	68	17	12,9100
9	18	69	18	13,2072
10	19	70	19	13,4695
11	19	71	19	13,0140
12	20	72	20	13,2357
13	20	73	20	12,7881
14	20	74	20	12,3556
15	20	75	20	11,9378
16	19	76	19	10,9574
17	19	77	19	10,5869
18	19	78	19	10,2289
19	18	79	18	9,3628
20	18	80	18	9,0462
21	17	81	17	8,2547
22	16	82	16	7,5064
23	14	83	14	6,3460
24	12	84	12	5,2555
25	11	85	11	4,6546
26	10	86	10	4,0884
27	9	87	9	3,5551
28	7	88	7	2,6716
29	6	89	6	2,2125
30	5	90	5	1,7814
31	4	91	4	1,3769
32	3	92	3	0,9978
33	2	93	2	0,6427
34	1	94	1	0,3105
35	1	95	1	0,3000

Gegenwärtiger Werth der Gesammtauslagen: 289,1436 Thlr.

Vertheilen wir diese Summe auf die 463 Versicherten, so erhalten wir die einmalige Prämie eines 60jährigen für eine Versicherung auf den Todesfall im Betrage von 1 Thlr.

$$289{,}1436 : 463 = 0{,}6245 \text{ Thlr.}$$

Ist die Versicherungssumme, wie in der Aufgabe, nicht 1 Thlr., sondern 100 Thlr., so wird die gesuchte einmalige Prämie 100 Mal grösser sein, mithin

$$100 \times 0{,}6245 = 62{,}45 \text{ Thlr. oder}$$
$$62 \text{ Thlr. } 13 \text{ Sgr. } 6 \text{ Pf.}$$

In den meisten Fällen werden für derartige Versicherungen nicht eine einmalige, sondern Jahresprämien lebenslänglich entrichtet. Die Berechnung dieser ist demnach, wie folgt.

5. Aufgabe. (Kapitalversicherung auf den Todesfall durch lebenslängliche Jahresprämien.) Wie viel hat eine 60jährige Person an Jahresprämie lebenslänglich zu entrichten für eine Versicherungssumme von 100 Thlrn.? (Tafel und Zinsfuss wie oben.) Es wird einleuchtend sein, dass die Höhe des Betrages, wenn ein Versicherter sich verpflichtet, lebenslänglich einer Gesellschaft 1 Thlr. Prämie pro Jahr zu zahlen, gleich sein muss der Höhe des Betrages, wenn die Gesellschaft sich verpflichtet, demselben Versicherten lebenslänglich 1 Thlr. Leibrente pro Jahr zu zahlen und der erste Rentenbetrag sofort beim Abschluss fällig ist. Wir wissen nun aus dem Früheren, dass der gegenwärtige Werth einer derartigen sofort beginnenden, lebenslänglichen Leibrente für eine 60jährige Person (Deparcieux's Tafel und $3\frac{1}{2}\,\%$) im Betrage von 1 Thlr. pro Jahr 11,104 Thlr. beträgt. Ferner haben wir in der 4. Aufgabe den gegenwärtigen Werth (einmalige Prämie) einer Kapitalversicherung eines 60jährigen im Betrage von 100 Thlrn. zu 62,45 Thlr. ermittelt. Um nun die Jahresprämie für dieselbe Versicherung zu finden, haben wir nur die Frage zu beantworten: wenn 11,104 Thlr. durch eine Jahresprämie von 1 Thlr. sich decken lassen, durch welche Jahresprämie lassen sich dann 62,45 Thlr. decken? Die Lösung geschieht durch einfache Division:

$$62{,}45 : 11{,}104 = 5{,}624 \text{ Thlr. oder}$$
5 Thlr. 18 Sgr. 9 Pf.

6. Aufgabe. (Kapitalversicherung auf den Lebensfall.) Wie viel hat man als einmalige Prämie für ein 10jähriges Kind zu zahlen, damit dasselbe bei Vollendung des 20. Lebensjahres ein Kapital von 100 Thlrn. erhält, wenn nach Deparcieux's Tafel und $3\frac{1}{2}\%$ gerechnet wird?

Nach der Tafel leben von 880 10jährigen bei Vollendung des 20. Lebensjahres noch 814. Wäre nun für ein jedes dieser 880 10jährigen Kinder eine solche Aussteuerversicherung aber nur im Betrage von 1 Thlr. abgeschlossen, so hätte die Bank nach 10 Jahren 814 Thlr. auszuzahlen. Da der gegenwärtige Werth dieser Summe ($814 \times 0{,}708919 =$) 577,0601 Thlr. beträgt, so ist für jeden einzelnen der 880 Versicherten offenbar der 880ste Theil von 577,0601 Thlr. zu entrichten, mithin

$$577{,}0601 : 880 = 0{,}65575 \text{ Thlr.}$$

Für 100 Thlr. Versicherungssumme, wie in unserer Aufgabe, ist selbstverständlich die Prämie 100 Mal grösser, also

$$100 \times 0{,}65575 = 65{,}575 \text{ Thlr. oder}$$
65 Thlr. 17 Sgr. 3 Pf.

7. Aufgabe. (Kapitalversicherung auf den Lebensfall durch Jahresprämien.) Wie viel hat man an jährlicher Prämie für ein 10jähriges Kind, insofern es am Leben bleibt, 10 Jahre hindurch zu Anfang eines jeden Jahres zu entrichten, damit es nach Verlauf von 10 Jahren, d. h. bei Vollendung des 20. Lebensjahres, wenn es dann noch am Leben ist, ein Kapital von 100 Thalern erhält? (Tafel und Zinsfuss wie oben.)

Hätte man sich verpflichtet, für 880 10jährige Kinder am Anfange eines jeden Jahres, sofern dieselben am Leben bleiben, während 10 Jahre hindurch 1 Thlr. Prämie zu entrichten, so würde der gegenwärtige Werth derselben sich folgendermaassen berechnen:

Nach Jahren.	Für Anzahl von Kindern.	Alter.	Prämienbeträge in Thlrn.	Deren gegenwärtiger Werth	
sofort	880	10 jährigen	880	880	Thlr.
1	872	11 „	872	842,5124	„
2	866	12 „	866	808,4205	„
3	860	13 „	860	775,6710	„
4	854	14 „	854	744,2116	„
5	848	15 „	848	713,9931	„
6	842	16 „	842	684,9678	„
7	835	17 „	835	656,3025	„
8	828	18 „	828	628,7931	„
9	821	19 „	821	602,3932	„
			Gegenwärtiger Werth aller Prämien:	7337,2651	Thlr.

Vertheilen wir diese Summe auf 880 Kinder, so erhalten wir den gegenwärtigen Werth einer 10 Jahre andauernden Prämienzahlung von 1 Thlr. für das einzelne, mithin

7333,2651 : 880 = 8,3378013 Thlr.

In der 6. Aufgabe wurde bereits der gegenwärtige Werth (einmalige Prämie) einer Kapitalversicherung auf den Lebensfall im Betrage von 100 Thlrn. für ein 10jähriges Kind, wenn die Summe nach vollendetem 20. Lebensjahre zur Auszahlung gelangt, ermittelt; als Resultat erhielten wir 65,575 Thlr. Um nun die Jahresprämie für eine derartige Versicherung zu ermitteln, haben wir die Frage zu lösen: wenn 8,3378013 Thlr. durch 1 Thlr. Jahresprämie gedeckt wird, wie gross muss dann die Jahresprämie sein, um 65,575 Thlr. zu decken? Die Lösung erhalten wir durch einfache Division:

65,575 : 8,3378013 = 7,86478 Thlr., oder
7 Thlr. 25 Sgr. 11 Pf.

Nach dieser populären Anleitung wird es einem Jeden leicht sein, ähnliche Aufgaben, wo das Alter des Versicherten die Mortalitätstafel und der Zinsfuss andere sind, zu lösen*).

---

*) Eine in der Praxis häufig angewandte populäre Berechnungsmethode, um schnell die Prämie für eine Leibrente oder Kapitalversicherung auf den Todesfall zu ermitteln, soll hier nicht unerwähnt bleiben. Sie löst die Aufgaben durch Anwendung der mittleren (resp. der wahrscheinlichen) Lebensdauer und der Zinseszinstafeln. Es soll z. B. ermittelt werden, wie viel eine 60jährige Person für eine sofort beginnende Leibrente von 100 Thlrn. pro Jahr (wo der erste Rentenbetrag erst nach 1 Jahre fällig ist) zu zahlen hat

Liegen aber eine grosse Menge solcher Aufgaben aus vielen verschiedenen Combinationen vor, wie dies bei Tarifberechnungen der Lebensversicherungsbanken der Fall ist, so würde die Anwendung obiger Methode höchst zeitraubend

---

(Deparcieux's Tafel, $3\frac{1}{2}$%). Die mittlere Lebensdauer einer 60jährigen Person beträgt 14 Jahre (den Bruch unberücksichtigt). Nach Tafel III (S. 250) ist der gegenwärtige Werth einer 14 Jahre andauernden Rente von 1 Thlr. $10{,}_{9205}$ Thlr., mithin für 100 Thlr. $100 \times 10{,}_{9205} = 1092{,}_{05}$ Thlr., welche Summe dann der gesuchte Werth ist. — Es sei ferner die einmalige Prämie einer Kapitalversicherung auf den Todesfall von 100 Thlrn. für eine 60jährige Person zu ermitteln (Mortalitätstafel und Zinsfuss wie oben). Da die mittlere Lebensdauer derselben 14 Jahre beträgt, so wird das Kapital nach dieser Rechnungsmethode nach 14 Jahren fällig sein. Nun ist aber der gegenwärtige Werth von 1 Thlr., welcher nach 14 Jahren zur Auszahlung gelangt, nach Tafel II (S. 246) $0{,}_{617782}$ Thlr., mithin von 100 Thlrn. $100 \times 0{,}_{617782} = 61{,}_{7782}$ Thlr., welche Summe also die gesuchte einmalige Prämie sein soll. Um die Jahresprämie für die nämliche Versicherung zu finden, haben wir bekanntlich nur die einmalige Prämie für eine sofort beginnende lebenslängliche Leibrente von 1 Thlr., wo aber der erste Rentenbetrag sofort bei dem Abschluss fällig ist (also der obige Rentenwerth um 1 vermehrt, mithin $11{,}_{9205}$ Thlr.) in die gefundene einmalige Prämie der Kapitalversicherung auf den Todesfall zu dividiren, also $61{,}_{7782} : 11{,}_{9205} = 5{,}_{18}$ Thlr., welches Resultat dann die gesuchte Jahresprämie ist.

Dass die durch diese Berechnungsmethode gewonnenen Resultate nicht genaue Werthe liefern, geht aus dem Vergleiche mit den oben für die ganz nämlichen Versicherungen erzielten exacten Resultaten hervor. Der Rentenwerth wird zu gross, die Prämie der Kapitalversicherung dagegen zu klein, und zwar ist der Fehler um so grösser, je jünger, und um so kleiner, je älter die betreffende Person ist. Die Abweichung liegt in der bei Anwendung der mittleren Lebensdauer zu Grunde gelegten falschen Annahme, dass die in dem betreffenden Alter in der Mortalitätstafel angegebene Anzahl von Lebenden alle ohne Ausnahme bis zum Ablauf der festgesetzten mittleren Lebensdauer am Leben sind, resp. dann erst sterben, während nach der, der Prämienberechnung zu Grunde gelegten Absterbeordnung von dem gegebenen Zeitpunkt an und bis zum höchsten Alter der Tafel die Lebenden successive sterben, wodurch eine ganz andere Verzinsung erfolgt.

So sehr die angeführte Methode da zu empfehlen ist, wo es sich darum handelt, dem grossen Publicum in aller Kürze und Einfachheit den annähernden Werth der einmaligen oder jährlichen Prämie einer Versicherung klar zu machen, so wenig kann es gebilligt werden, wenn in einigen mathematischen Lehrbüchern dieselbe als eine exacte Rechnung in Anwendung gebracht wird.

und weitschweifig sein; ja bei den mehr complicirten Fällen hätte man dann, um einen einzigen Tarifsatz zu ermitteln, etwa ein Dutzend Bogen voll von Rechnungen zu machen und überdies noch besondere Hülfstafeln nöthig! Die Mathematik aber bietet uns Hülfsmittel, wodurch derartige Rechnungen viel schneller und sicherer sich lösen lassen.

Wenn nun alle unsere Leser mit jener Wissenschaft oder doch wenigstens mit den Grundelementen derselben vertraut wären, so könnten wir sofort zu den mathematischen Rechnungen des Lebensversicherungswesens übergehen. Da dieses aber nicht der Fall sein wird und ohne jene Kenntniss diese Rechnungen nicht verständlich sind, so scheint es uns zweckmässig hier zuerst diejenigen mathematischen Vorkenntnisse, welche zu dem vorliegenden Ziele ganz unentbehrlich sind, in aller Kürze und mit grossmöglichster Allgemeinfasslichkeit darzustellen. Ich bitte dringend den Nichtmathematiker, der sich sonst für die Lebensversicherung interessirt, diese Anleitung mit aller Aufmerksamkeit zu lesen und nicht bei der ersten ihm vorkommenden Schwierigkeit zurückzutreten. Es ist durchaus darin nichts enthalten, was einem jeden gebildeten Nichtmathematiker, wenn auch nur erst durch wiederholtes Durchlesen, unverständlich bleiben sollte. Für die wenige Mühe, welche die Aneignung dieser Vorkenntnisse verursachen dürfte, wird das Verständniss der so überaus wichtigen und für den Fachmann gänzlich unentbehrlichen Prämien- und Reserveberechnung der Lebensversicherung reichlich lohnend sein.

Diejenigen Zahlen, welche im gewöhnlichen Leben vorkommen, besitzen allemal einen ganz bestimmten Werth. Aus diesem Grunde haben die Rechnungsoperationen, welche man mit ihnen vornimmt, nur in besonderen Fällen ihre Geltung und müssen stets von Neuem ausgeführt werden, so oft die Angabe ein Wenig geändert wird. Um aber auch Rechnungen ausführen zu können, welche für alle Fälle derselben Art passen und nicht durch die einzelnen Zahlenwerthe in der Angabe bedingt werden, hat man allgemeine Zahlen eingeführt, die jeglichen Werth, welchen man ihnen beilegt, besitzen können. Als solche

wendet man Buchstaben an. So drückt z. B. a eine jede beliebige Zahl aus; man kann sich darunter 1, 2, 3, 4 u. s. w. vorstellen.

Wenn wir mehrere Zahlen mit einander multipliciren, so entsteht ein Product. So sind z. B. 3×6, 4×8, $5\times 5\times 5$ Producte. Das letztere aber unterscheidet sich Etwas von den ersteren, indem es aus gleichen Factoren (5, 5, 5), während jene aus ungleichen (3, 6; 4, 8) bestehen. Ein solches, aus gleichen Factoren bestehendes Product nennt man Potenz. So sind z. B. 2×2 und $3\times 3\times 3$ und $7\times 7\times 7\times 7$ Potenzen, und zwar die erste von 2, die zweite von 3, die dritte von 7. Dieselben werden, je nachdem sie aus zwei, drei oder, allgemein ausgedrückt, aus n Factoren bestehen, die 2te, 3te, n^{te} Potenz genannt. 2×2 ist die 2te, $2\times 2\times 2$ die 3te, $2\times 2\times 2\times 2$ die 4te Potenz von 2. Oder wenn wir allgemeine Zahlen anwenden: $a\times a$ ist die 2te, $a\times a\times a$ die 3te, $a\times a\times a\times a$ die 4te Potenz von a.

Um eine Potenz kürzer bezeichnen zu können, schreibt man den gleichen Factor nur einmal, fügt aber oben rechts an demselben eine kleine Zahl, welche angiebt, wie oft derselbe als Factor gesetzt werden soll. So schreibt man 5^3 anstatt $5\times 5\times 5$; 6^2 anstatt 6×6; oder allgemein, a^4 anstatt $a\times a\times a\times a$. Diese kleine angehängte Zahl wird Exponent genannt, während man den einmal gesetzten Factor (hier 5, 6 und a) Grundzahl nennt.

Es ist einleuchtend, dass $a^3\times a^5=a^8$ sein muss, denn es ist $a^3=a\times a\times a$, und $a^5=a\times a\times a\times a\times a$, somit

$$a^3\times a^5=a\times a\times a\times a\times a\times a\times a\times a=a^8.$$

Ferner $a^2\times a^3=a\times a\times a\times a\times a=a^5$.

Oder nehmen wir concrete Zahlen:

$$3^2\times 3^5=3\times 3\times 3\times 3\times 3\times 3\times 3=3^7.$$

Wir würden zu denselben Resultaten gelangt sein, wenn wir einfach die Exponenten der Grundzahlen addirt hätten; denn es war $a^3\times a^5=a^8$, und es ist offenbar

$$a^8=a^{3+5};$$

ferner

$$a^2\times a^3=a^5, \text{ und}$$

$$a^5=a^{2+3};$$

endlich $3^2 \times 3^5 = 3^7$, und

$3^7 = 3^{2+5}$.

Aus alledem geht hervor:

Potenzen von gleichen Grundzahlen werden multiplicirt, indem man die gemeinschaftliche Grundzahl einmal setzt und ihr zum Exponenten die Summe aus den Exponenten der Factoren giebt. (1)

Die Richtigkeit des Gesagten wird dem Nichtmathematiker aus dem Folgenden noch deutlicher einleuchten. Nach unserer Regel muss

$5^2 \times 5^3 = 5^5$ sein. Durch Ausmultipliciren erhalten wir:

$$5^2 = 5 \times 5 = 25.$$
$$5^3 = 5 \times 5 \times 5 = 125.$$
$$5^5 = 5 \times 5 \times 5 \times 5 \times 5 = 3125.$$

Es ist aber auch

$$25 \times 125 = 3125, \text{ mithin}$$
$$5^2 \times 5^3 = 5^5.$$

Wir wollen jetzt die Regeln bei Division von Potenzen mit gleichen Grundzahlen entwickeln.

Es sei z. B. a^4 durch a^2 zu dividiren. Offenbar ist $\frac{a^4}{a^2} = \frac{a^2 \times a^2}{a^2}$. Nun wissen wir, dass der Werth eines Bruches völlig unverändert bleibt, wenn man Zähler und Nenner desselben durch dieselbe Zahl dividirt (z. B. $\frac{6}{8}$ durch 2 im Zähler und Nenner dividirt, giebt $\frac{6:2}{8:2} = \frac{3}{4}$; es sind aber $\frac{3}{4}$ und $\frac{6}{8}$ gleiche Werthe). Dividiren wir nun $\frac{a^2 \times a^2}{a^2}$ im Zähler und Nenner durch a^2, so erhalten wir a^2; denn es ist $\frac{a^2 \times a^2 : a^2}{a^2 : a^2} = \frac{a^2}{1} = a^2$. Demnach ist $\frac{a^4}{a^2} = a^2$.

Durch dieselbe Rechnungsoperation erhalten wir ferner:

$$\frac{a^5}{a^3} = \frac{a^2 \times a^3}{a^3} = \frac{a^2 \times a^3 : a^3}{a^3 : a^3} = \frac{a^2}{1} = a^2.$$

$$\frac{3^6}{3^2} = \frac{3^4 \times 3^2}{3^2} = \frac{3^4 \times 3^2 : 3^2}{3^2 : 3^2} = \frac{3^4}{1} = 3^4.$$

Wir würden zu ganz denselben Resultaten gelangt sein, wenn wir den Exponenten der Grundzahl des Nenners von dem der Grundzahl des Zählers abgezogen hätten. Denn es war:

$$\frac{a^5}{a^3} = a^2; \text{ es ist aber offenbar}$$

$$a^2 = a^{5-3};$$

ferner

$$\frac{3^6}{3^4} = 3^4, \text{ und}$$

$$3^4 = 3^{6-2}.$$

Hierdurch gelangen wir zu folgender Regel: Potenzen derselben Grundzahl werden dividirt, indem man die gemeinschaftliche Grundzahl einmal setzt und ihr zum Exponenten den Exponenten des Zählers (Minuenden) weniger dem des Nenners (Divisors) giebt. (2)

Noch deutlicher wird die Richtigkeit des Angeführten aus folgendem Beispiele hervorgehen.

Nach der Regel soll

$$\frac{4^7}{4^4} = 4^3 \text{ sein. Nun ist aber}$$

$$4^7 = 4 \times 4 \times 4 \times 4 \times 4 \times 4 \times 4 = 16384.$$

$$4^4 = 4 \times 4 \times 4 \times 4 = 256.$$

$$4^3 = 4 \times 4 \times 4 = 64.$$

Es ist aber auch

$$\frac{16384}{256} = 64; \text{ somit}$$

$$\frac{4^7}{4^4} = 4^3.$$

In der vorhergehenden Entwickelung der Division von Potenzen gleicher Grundzahlen war der Zähler (Minuend) grösser als der Nenner (Divisor). Wir gehen jetzt zu der Entwickelung solcher Fälle über, wo das Verhältniss umgekehrt ist.

Es sei a^2 durch a^5 zu dividiren. Nach der Regel (2) ist

$$\frac{a^2}{a^5} = a^{2-5} = a^{-3}.$$

Wir können aber auch setzen:

$$\frac{a^2}{a^5} = \frac{a^2}{a^3 \times a^2} = \frac{a^2 : a^2}{a^3 \times a^2 : a^2} = \frac{1}{a^3}.$$

Hieraus folgt:

$$\frac{1}{a^3} = a^{-3}.$$

Ferner ist:

$$\frac{a^3}{a^7} = a^{3-7} = a^{-4}, \text{ es ist aber auch}$$

$$\frac{a^3}{a^7} = \frac{a^3}{a^4 \times a^3} = \frac{a^3 : a^3}{a^4 \times a^3 : a^3} = \frac{1}{a^4}, \text{ somit}$$

$$\frac{1}{a^4} = a^{-4}.$$

Und

$$\frac{6^2}{6^4} = 6^{2-4} = 6^{-2}, \text{ aber auch}$$

$$\frac{6^2}{6^4} = \frac{6^2}{6^2 \times 6^2} = \frac{6^2 : 6^2}{6^2 \times 6^2 : 6^2} = \frac{1}{6}, \text{ demnach}$$

$$\frac{1}{6^2} = 6^{-2}.$$

Da man eine Potenz, deren Exponent als Vorzeichen — (minus) hat, eine Potenz mit negativem Exponenten nennt, während eine Potenz, deren Exponent kein Vorzeichen oder + hat, eine Potenz mit positivem Exponenten heisst, so lässt sich das Obige folgendermaassen in Worte fassen: Ein Bruch, dessen Zähler 1, dessen Nenner aber eine Potenz mit positivem Exponenten, ist gleich dieser Potenz mit demselben Exponenten, aber letzterer **negativ.** (3)

Endlich wollen wir auch den Fall berücksichtigen, wo Zähler (Minuend) und Nenner (Divisor) bei Potenzen gleicher Grundzahlen gleich sind.

Es sei a^3 durch a^3 zu dividiren. Nach der Regel (2) ist

$$\frac{a^3}{a^3} = a^{3-3} = a^0. \text{ Gleichfalls ist aber offenbar}$$

$$\frac{a^3}{a^3} = 1, \text{ somit}$$

$$a^0 = 1.$$

Wir gewinnen hierdurch folgende Regel: Eine Potenz, deren Exponent 0, ist gleich 1. (4)

Es ist häufig der Fall, dass eine Potenz wiederum potenzirt werden soll, z. B. $(a^3)^2$, d. h. a^3 soll zweimal mit sich selbst multiplicirt werden. Man kann den ausser der Klammer stehenden Exponenten (hier ^{2}) den Potenzexponenten nennen. Es ist nun

$$a^3 \times a^3 = a^6, \text{ somit}$$
$$(a^3)^2 = a^6.$$

Ferner

$$(a^4)^3 = a^4 \times a^4 \times a^4 = a^{12}$$
$$(a^7)^4 = a^7 \times a^7 \times a^7 \times a^7 = a^{28}.$$

Wir würden zu denselben Resultaten gelangt sein, wenn wir den Exponenten der Grundzahl mit dem Potenzexponenten multiplicirt hätten. Denn es war

$$(a^3)^2 = a^6, \text{ und es ist offenbar}$$
$$a^6 \quad = a^{3 \times 2}.$$

Ferner

$$(a^4)^3 = a^{12}, \text{ und}$$
$$a^{12} \quad = a^{4 \times 3}; \text{ endlich}$$
$$(a^7)^4 = a^{28}, \text{ und}$$
$$a^{28} \quad = a^{7 \times}\ .$$

Wir können daraus ableiten: **Eine Potenz wird noch einmal potenzirt, wenn man den Exponenten der Grundzahl mit dem Potenzexponenten multiplicirt und dieses Product der Grundzahl zum Exponenten giebt.** (5)

Bei den mathematischen Rechnungen der Lebensversicherung werden die **Logarithmen** mit grossem Vortheil angewendet. Wir werden desshalb hier dieselben, insoweit es zu unserem Zwecke nöthig, erklären.

Nach den angeführten Regeln lässt sich setzen:

$$10^{-3} = \frac{1}{10^3} = \frac{1}{1000} = 0{,}001$$

$$10^{-2} = \frac{1}{10^2} = \frac{1}{100} = 0{,}01$$

$$10^{-1} = \frac{1}{10^1} = \frac{1}{10} = 0{,}1$$

$$10^0 = 1$$

$$10^1 = 10$$

10^2	=	100
10^3	=	1000
10^4	=	10000 u. s. w.

Hieraus ersehen wir, dass man nöthig hat, die Grundzahl 10 auf die —3te Potenz zu erheben, um 0,001 zu erhalten. Ferner auf die — 2te Potenz um 0,01, auf die — 1ste um 0,1, auf die 0te um 1, auf die 1ste um 10, auf die 2te um 100, auf die 3te um 1000 und endlich auf die 4te Potenz um 10000 zu erhalten u. s. w.

Der Exponent, auf welchen die Grundzahl 10 erhoben werden muss, um eine gegebene Zahl zu erhalten, heisst der „Logarithmus" dieser Zahl.

Somit ist

Logarithmus von 0,001 = —3,

oder kurzweg geschrieben:

log. 0,001	=	—3
log. 0,01	=	—2
log. 0,1	=	—1
log. 1	=	0
log. 10	=	1
log. 100	=	2
log. 1000	=	3
log. 10000	=	4 u. s. w.

Haben wir nun eine Zahl, welche zwischen 100 und 1000 liegt, z. B. 435, so ist es selbstverständlich, dass dieselbe als log. eine Zahl haben muss, welche zwischen 2 und 3 liegt, somit 2 + einem Bruche. Wir sehen hieraus, dass somit alle Zahlen, welche zwischen 0,001 und 0,01 sind, einen Logarithmus haben,

welcher	=	—3 + einem Bruche,
zwischen 0,01 und 0,1	=	—2 + einem Bruche,
zwischen 0,1 und 1	=	—1 + einem Bruche,
zwischen 1 und 10	=	0 + einem Bruche,
zwischen 10 und 100	=	1 + einem Bruche,
zwischen 100 und 1000	=	2 + einem Bruche,
zwischen 1000 und 10000	=	3 + einem Bruche, u. s. w.

Dieser Bruch wird Mantisse, dagegen die ganze Zahl des Logarithmus Kennziffer genannt. Man hat nun

Tafeln berechnet, welche die Mantisse jeder Zahl enthalten, deren grosser Nutzen aus dem Folgenden einleuchten wird.

Da der Logarithmus einer Zahl a nichts anderes bedeutet, als diejenige Zahl, welche die Grundzahl 10 zum Exponenten erhalten muss, um diese a zu geben, so ist, wenn log. a = x,

$$a = 10^x.$$

Haben wir nun a mit einer andern Zahl b zu multipliciren, und es ist log. b = y, so muss offenbar

$$a \times b = 10^x \times 10^y$$

sein. Nach Regel 1 demnach

$$a \times b = 10^{x+y}, \text{ und}$$

$$\log.(a \times b) = x + y, \text{ und da } x = \log. a \text{ und } y = \log. b,$$

$$\log.(a \times b) = \log. a + \log. b.$$

Oder in Worten ausgedrückt: Der Logarithmus eines Products ist gleich der Summe aus den Logarithmen seiner Factoren.

Hierdurch lässt sich ableiten: Wenn wir zwei Zahlen zu multipliciren haben, so brauchen wir bloss deren Logarithmen in den Logarithmentafeln aufzusuchen; die gefundenen Logarithmen zu addiren, und dann in der Tafel die Zahl zu suchen, deren Logarithmus gleich dieser Summe ist, und diese Zahl ist dann das gesuchte Product. (6)

Haben wir ferner die Zahl b (deren Logarithmus y) in die Zahl a (deren Logarithmus x) zu dividiren, so ist

$$\frac{a}{b} = \frac{10^x}{10^y}.$$ Nach Regel (2) können wir dafür setzen:

$$\frac{a}{b} = 10^{x-y}, \text{ und es ist somit}$$

$$\log.\left(\frac{a}{b}\right) = x - y, \text{ oder da } x = \log. a, \text{ und } y = \log. b,$$

$$\log.\left(\frac{a}{b}\right) = \log. a - \log. b.$$

Oder in Worten: Der Logarithmus eines Bruches (Quotienten) ist gleich dem Logarithmus des Zählers, weniger demjenigen des Nenners.

Wir gewinnen hierdurch folgende Regel: Wenn wir zwei Zahlen zu dividiren haben, so brauchen wir nur ihre Logarithmen aufzusuchen, sodann den Logarithmus des Nenners (Divisors) von demjenigen des Zählers (Minuenden) abzuziehen und darauf die Zahl aufzusuchen, deren Logarithmus gleich dieser Differenz ist, und wir haben den gesuchten Werth. (7)

Ist endlich eine Zahl a zu potenziren, z. B. auf die n^{te} Potenz zu erheben, und der log. a wäre x, so ist

$$a^n = (10^x)^n.$$

Nach Regel (5) erhalten wir nun

$$a^n = 10^{x \times n}, \text{ somit}$$

$$\log. a^n = x \times n, \text{ und da } x = \log. a,$$

$$\log. a^n = n \times \log. a.$$

Oder in Worten ausgedrückt: Der Logarithmus einer Potenz ist gleich dem Logarithmus der Grundzahl, multiplicirt mit dem Potenzexponenten.

Aus diesem geht die Regel hervor: Wenn irgend eine Zahl zu potenziren ist, so hat man den Logarithmus dieser Zahl aufzusuchen, denselben mit dem betreffenden Exponenten zu multipliciren und darauf diejenige Zahl zu suchen, deren Logarithmus gleich diesem Product ist, und die Zahl ist potenzirt. (8)

Auf den hier vorgetragenen Sätzen beruht die Logarithmentheorie. Obschon nun die Handhabung der Logarithmentafeln in denselben hinlänglich erklärt wird und deren Gebrauch ferner aus den in diesem Werke später folgenden Prämiengrundtafeln erhellt, so sollen doch noch, da die Logarithmentafeln nur die Mantissen enthalten, zur Erleichterung für den gänzlich Ungeübten, hier einige Regeln zur Bestimmung der Kennziffer aus einer Zahl und umgekehrt zur Bestimmung der Zahl der ganzen Stellen aus der Kennziffer gegeben werden.

A. Wenn die Kennziffer eines Logarithmus aus einer gegebenen Zahl zu bestimmen ist, so gelten folgende Regeln:

a. Wenn die Zahl ganze Stellen enthält. Man ziehe von der Anzahl der ganzen Stellen 1 ab, und man hat die Kennziffer. Z. B. die Kennziffer von 3152 ist 3, denn die Zahl der ganzen Stellen ist 4; die von 523,789 ist 2, denn die Zahl der ganzen Stellen ist 3.

b. Wenn die Zahl ein Decimalbruch ist. Die Kennziffer ist gleich der Anzahl der Nullen, von links an gerechnet, bis zur ersten positiven Ziffer, aber negativ zu setzen. Z. B. die Kennziffer von 0,758 ist —1. Die Kennziffer von 0,009067 ist —3, denn die Anzahl der Nullen von links an gerechnet bis zur ersten positiven Ziffer (9) beträgt 3.

B. Wenn die Anzahl der ganzen Stellen einer Zahl aus der Kennziffer zu bestimmen ist, so hat man folgende Regeln:

a. Wenn die Kennziffer positiv. Die Anzahl der ganzen Stellen der bei der Mantisse gefundenen Zahl ist gleich der um 1 vermehrten Kennziffer. Z. B. die Kennziffer sei 4 und die bei der betreffenden Mantisse gefundene Zahl 137894, so ist der gesuchte Werth 13789,4, weil die Zahl 5 ganze Stellen enthalten muss.

b. Wenn die Kennziffer negativ. Man setze der bei der Mantisse gefundenen Zahl so viele Nullen voran, als die negative Kennziffer Einheiten hat. Z. B. die Kennziffer sei —3, und die betreffende Zahl 7986, so ist der gesuchte Werth 0,007986. Ferner: die Kennziffer sei —5 und die Zahl 2469, so ist der gesuchte Werth 0,00002469.

Zur Beleuchtung der Rechnung mit Logarithmen zum Schluss noch einige Beispiele.

Es sei 1408 mit 57,69 zu multipliciren.

Als Mantisse zur ersteren Zahl findet man 0,1486027. Die Kennziffer ist 3 nach unserer Regel A.a, somit der ganze Logarithmus 3,1486027. Durch ähnliches Verfahren erhalten wir den Logarithmus der zweiten Zahl, welcher 1,7611005 ist. Diese beiden Logarithmen addirt, 3,1486027 + 1,7611005 = 4,9097032. Bei der Mantisse 0,9097032 finden

wir in der Tafel als zugehörige Zahl 8122752. Der gesuchte Werth beträgt dann nach Regel B.a 81227,52.

Es sei ferner 0,09786 durch 8,5647 zu dividiren. Die Mantisse der ersteren Zahl ist 0,9906052, die Kennziffer nach Regel A.b, —2, somit der ganze Logarithmus —2+0,9906052 oder wie man gewöhnlich schreibt 0,9906052—2. Der Logarithmus der zweiten Zahl ist 0,9327122. Ziehen wir diesen letzteren Logarithmus von dem ersteren ab, so erhalten wir den Logarithmus 0,0578930—2. Bei der Mantisse 0,0578930 ist die zugehörige Zahl 1142597, mithin, da die Kennziffer —2 ist, die gesuchte Zahl nach Regel B.b 0,01142597.

Es soll 1,035 auf die 21ste Potenz erhoben werden. Der Logarithmus von 1,035 ist 0,0149403. Multipliciren wir diesen mit 21, so erhalten wir 0,3137463 und diese Zahl ist mithin der Logarithmus der gesuchten Potenz. Durch die Logarithmentafeln findet man als die zu diesem gehörige Zahl 2,05943, welche somit die fragliche Potenz ist.

Zum völligen Verständniss der im Folgenden mitgetheilten mathematischen Prämienberechnung mögen noch nachstehende Sätze mitgetheilt werden.

Häufig sind mehrere Grössen in Klammern eingeschlossen; sie werden dann vielgliedrige genannt, während jede einzelne Grösse eingliedrig heisst. Durch das Einklammern soll angedeutet werden, dass jene vielgliedrigen Grössen als eine einzige behandelt werden sollen. So bedeutet z. B. $a \times (b + c)$ nicht, dass a mit b zu multipliciren und zu diesem Product c zu addiren, sondern dass zuerst b und c zu addiren und diese Summe sodann mit a zu multipliciren sei.*) Es kommt auch vor, dass in Klammern stehende Ausdrücke wieder eingeklammert sind, und hat das für die Auflösung dann zu bedeuten, dass die

*) Wenn algebraische Ausdrücke mit einander zu multipliciren sind, setzt man statt $\times$ einen Punkt oder noch häufiger die betreffenden Ausdrücke (Multiplicandus und Multiplicator) ohne Zeichen dicht an einander. Z. E. anstatt $x \times y \times z$, $x.y.z$ oder xyz.

in der innern Klammer befindlichen Grössen zuerst auf eine zu bringen seien, bevor die äussere Klammer aufgelöst wird, z. B. $[8-(5-2)] \times 5 = [8-3] \times 5 = 5 \times 5 = 25$. Will man die Rechnungsoperationen mit solchen in Klammern stehenden Ausdrücken nicht bloss andeuten, sondern wirklich ausführen, so löst man die Klammern auf, wobei mehrere Regeln zur Anwendung kommen.

Es sei $x + y - z$ von $m + n$ abzuziehen. Statt $m + n$ können wir offenbar auch $m + n + x - x + y - y + z - z$ setzen. Nehmen wir hiervon $x + y - z$ hinweg, so bleibt $m + n - x - y + z$ übrig. Mithin ist $m + n - (x + y - z) = m + n - x - y + z$.

Aus diesem geht die Regel hervor: Wenn man mehrere in Klammer stehende vielgliedrige Grössen zu subtrahiren hat, so lässt man die Klammer weg, verändert aber das Vorzeichen einer jeden in der Klammer vorher stehenden Grösse in das entgegengesetzte (+ in —, und — in +). (9)

Beispiel: $17 - (2 - 5 + 8) = 17 - 2 + 5 - 8$.

Selbstverständlich kann man auch die entgegengesetzte Operation vornehmen; denn da $m + n - (x + y - z) = m + n - x - y + z$, so muss auch

$$m + n - x - y + z = m + n - (x + y - z) \text{ sein.}$$

Hieraus die Regel: Wenn man mehrere eingliedrige Grössen zu subtrahiren hat, so kann man dieselben addiren und durch Klammer einschliessen, muss aber dann vor der Klammer — (minus) setzen. (9a.)

Beispiel. $12 - 3 - 5 - 2 = 12 - (3 + 5 + 2)$.

Man hat 4 mit $a + b + c$ zu multipliciren. Es ist $4(a + b + c) = (a + b + c) + (a + b + c) + (a + b + c) + (a + b + c) = 4a + 4b + 4c$. Demnach

$$4(a + b + c) = 4a + 4b + 4c.$$

Ferner 5 mit $m - n + q$ zu multipliciren. Es ist $5(m - n + q) = (m - n + q) + (m - n + q) + (m - n + q) + (m - n + q) + (m - n + q) = 5m - 5n + 5q$; folglich

$$5(m - n + q) = 5m - 5n + 5q.$$

Endlich -3 mit $m - n$ zu multipliciren. Dieses ist

offenbar gleich $m - n$ 3 Mal negativ genommen; also

$$-3\,(m - n) = -(m - n) - (m - n) - (m - n),$$

oder nach Regel 9:

$$3\,(m - n) = -m + n - m + n - m + n,$$

mithin

$$-3\,(m - n) = -3m + 3n.$$

Hieraus lässt sich die Regel ableiten: **Ein in Klammer stehender vielgliederiger Ausdruck wird mit einem eingliederigen multiplicirt, indem man jedes in der Klammer stehende Glied mit diesem letzteren multiplicirt, dabei ist jedoch zu beobachten, dass, wenn Multiplicator und Multiplicandus entgegengesetzte Vorzeichen ($+-$, $-+$) haben, vor dem Product $-$ (minus), wenn sie aber gleiche Vorzeichen ($++$, $--$) haben, vor demselben $+$ zu setzen ist.** (10)

Beispiele. $7 \times (6 - 3 + 5) = 7 \times 6 - 7 \times 3 + 7 \times 5 = (42 - 21 + 35 = 56.)$

$a\,(m + n - y) = am + an - ay.$

$-4 \times (3 + 2 - 5 + 8) = -4 \times 3 - 4 \times 2 + 4 \times 5 - 4 \times 8 = (-12 - 8 \times 20 - 32 = -32).$

Es ist einleuchtend, dass, da nach dem Obigen $4\,(a + b + c) = 4a + 4b + 4c$, ferner $5\,(m - n + q) = 5m - 5n + 5q$, endlich $-3(m - n) = -3m + 3n$, umgekehrt auch

$$4a + 4b + 4c = 4\,(a + b + c),$$
$$5m - 5n + 5q = 5\,(m - n + q).$$
$$-3m + 3n = -3\,(m - n).$$

Den letzten Ausdruck kann man auch so schreiben:

$$-3m + 3n = 3\,(n - m),$$

denn lösen wir die Klammer wieder auf, so erhalten wir $3n - 3m$, welches offenbar gleich $-3m + 3n$.

Hieraus ergiebt sich die Regel: **Wenn mehrere Grössen einen gemeinschaftlichen Factor haben** (wie z. B. oben bei $4a + 4b + 4c$ der gemeinschaftliche Factor 4 ist), **so kann man denselben weglassen, die betreffenden Grössen in Klammern einschliessen und dann den ganzen in**

Klammern stehenden Ausdruck mit dem gemeinschaftlichen Factor multipliciren (10a).

Setzt man vor der Klammer einen negativen Factor, so muss man selbstverständlich die Vorzeichen aller in den Klammern enthaltenen Glieder in die entgegengesetzten verwandeln (+ in —, — in +) (10 b).

Beispiele. Es ist (nach der Regel 10a) $4\varrho + 3\varrho^2 = \varrho (4 + 3\varrho)$, denn ϱ^2 ist gleich $\varrho.\varrho$.

Ferner $ab + ad - am + cn = a(b + d - m) + cn$. Den letzten Ausdruck cn kann man natürlich nicht mit in die Klammer setzen, da er keinen gemeinschaftlichen Factor enthält.

Bei Anwendung von Regel 10b könnte man auch setzen:

$$ab + ad - am + cn = -a(-b - d + m) + cn.$$

Anmerkung. Nachdem wir die obigen Sätze entwickelt haben, sind wir endlich im Stande, einen bei den früheren Beispielen über Logarithmenrechnungen absichtlich weggelassenen Fall, nämlich: wenn irgend eine Zahl durch einen blossen Decimalbruch mit Hülfe von Logarithmen zu dividiren ist, nachträglich zu berücksichtigen.

Es sei 4356 durch 0,0001247 zu dividiren. Als Mantisse zur ersteren Zahl finden wir in den Logarithmentafeln 0,6390879; nach Regel A.a ist die Kennziffer 3, mithin der ganze Logarithmus 3,6390879; ferner ist die Mantisse zur zweiten Zahl 0,0958665 und nach Regel A.b die Kennziffer —4, der ganze Logarithmus also 0,0958665 —4. Nach Regel 7 haben wir nun den letzteren Logarithmus von dem ersteren abzuziehen, und es ist demnach die Rechnung angezeigt durch

$$3{,}6390879 - (0{,}0958665 - 4),$$

welchen Ausdruck wir auch nach Regel 9 schreiben können

$$3{,}6390879 - 0{,}0958665 + 4$$
$$= 7{,}6390879 - 0{,}0958665 = 7{,}5432214,$$

zu welchem Logarithmus wir dann als zugehörige Zahl mit Hülfe der Logarithmentafeln 34931832 finden. Es lässt sich hieraus ableiten:

Wenn von irgend einem Logarithmus ein anderer, welcher eine negative Kennziffer

hat, zu subtrahiren ist, so addirt man diese Kennziffer zu dem ersteren und zieht von dieser Summe die betreffende Mantisse des letzteren ab.

Beispiele. Man hat 1378,5 durch 0,024354 zu dividiren. Der Logarithmus der ersten Zahl ist 3,1394068, derjenige der zweiten 0,3865703 — 2. Addiren wir 2 zu 3,1394068, so erhalten wir 5,1394068, hiervon 0,3865703 abgezogen, giebt 4,7528365, welche letztere Zahl dann der Logarithmus des gesuchten Quotienten ist, der durch die Tafeln sich als 56602,6 ergiebt.

Es sei ferner 0,023446 durch 0,00054691 zu dividiren. Der Logarithmus der ersten Zahl ist 0,3700688 — 2, derjenige der letzteren 0,7379159 — 4. Addirt man 4 zu 0,3700688 — 2, so erhält man 4,3700688 — 2 = 2,3700688; hiervon 0,7379159 abgezogen, giebt als Logarithmus des gesuchten Quotienten 1,6321529. Die zu diesem gehörige Zahl ist 42,87.

EINUNDZWANZIGSTES CAPITEL.

Die mathematische Prämienberechnung der Leibrenten auf einzelne Leben.

1. **Sofort beginnende lebenslängliche Leibrente** (vgl. Cap. 19, p. 255 und Cap. 20, p. 278).

a. **In ganzjährigen Terminen zahlbar.** Bezeichnen wir das jetzige Alter des betreffenden Leibrentners durch a und die Anzahl derjenigen Lebenden, welche die zu Grunde gelegte Mortalitätstafel in diesem Alter angiebt, durch λ_a, ferner die nach 1 Jahre von diesen λ_a noch Lebenden durch λ_{a+1}, nach 2 Jahren durch λ_{a+2} u. s. w. Wenn eine jede von diesen λ_a Personen eine derartige Leibrente im Betrage von 1 und zwar mit sofortiger Auszahlung des ersten Rentenbetrages (vorschüssige oder pränumerando zahlbare Leibrente genannt) von der Bank erwerben wollte, so hätte diese letztere offenbar sofort die Summe von λ_a auszuzahlen, da ein Jeder 1 empfängt; nach 1 Jahre die Summe von λ_{a+1}, nach 2 Jahren die Summe von λ_{a+2} u. s. w.

Wir haben bereits oben (Cap. 18) gesehen, wie ein Kapital, welches auf Zinseszinsen ausgeliehen ist, anwächst. Setzen wir für den Aufzinsungsfactor (1,03, 1,035, 1,04) als allgemeines Zeichen r, so ist die Summe S mit ihrem Zins nach 1 Jahre auf Sr, nach 2 Jahren auf $Sr.r = Sr^2$, nach 3 Jahren auf $Sr^2.r. = Sr^3$, und nach n Jahren auf Sr^n angewachsen.

Dagegen wäre der gegenwärtige Werth einer Summe S, wenn wir den Abzinsungsfactor $\frac{1}{r}$ mit ϱ bezeichnen, und S nach 1 Jahre zahlbar wird, $S\varrho$, nach 2 Jahren $S\varrho . \varrho = S\varrho^2$, nach 3 Jahren $S\varrho^2 . \varrho = S\varrho^3$, somit allgemein, wenn S nach n Jahren zahlbar, $S\varrho^n$.

Hiernach sind die gegenwärtigen Werthe der auszufolgenden Rentenbeträge an die λ_a Personen

$$\lambda_a, \ \lambda_{a+1} . \varrho, \ \lambda_{a+2} . \varrho^2, \ \lambda_{a+3} . \varrho^3, \text{ u. s. w.}$$

Die Summe aller dieser Werthe ist dann der gegenwärtige Werth der Gesammtleistung der Bank an die λ_a Leibrentner, und somit, wenn S jene bezeichnet,

$$S = \lambda_a + \lambda_{a+1} . \varrho + \lambda_{a+2} . \varrho^2 + \lambda_{a+3} . \varrho^3 + \ldots\ldots$$

Dividirt man nun jene Gesammtleistung S durch λ_a, so erhält man den gegenwärtigen Werth einer sofort beginnenden, lebenslänglichen Leibrente von 1 für eine a jährige Person, oder, was offenbar dasselbe ist, die einmalige Prämie (Mise), welche der Leibrentner zu entrichten hat.

Bezeichnen wir den gegenwärtigen Werth einer derartigen Leibrente durch R_a, so ist

$$R_a = \frac{\lambda_a + \lambda_{a+1} . \varrho + \lambda_{a+2} . \varrho^2 + \lambda_{a+3} . \varrho^3 + \ldots\ldots}{\lambda_a}. \qquad (1)$$

Wenn man für jedes Alter den Rentenwerth nach dieser Formel berechnen wollte, so hätte man offenbar die Zahlen der Lebenden in den einzelnen Altern mit immer neuen Potenzen von ϱ zu multipliciren. So hätten wir z. B., wenn a = 40

$$R_{40} = \frac{\lambda_{40} + \lambda_{41} . \varrho + \lambda_{42} . {}^2\varrho + \lambda_{43} . \varrho^3 + \ldots\ldots}{\lambda_{40}}$$

und wenn a = 41

$$R_{41} = \frac{\lambda_{41} + \lambda_{42} . \varrho + \lambda_{43} . \varrho^2 + \lambda_{44} . \varrho^3 + \ldots\ldots}{\lambda_{41}}.$$

Multipliciren wir Zähler und Nenner der rechten Seite von Formel (1) mit ϱ^a, wodurch der Werth natürlich unverändert bleibt, so erhalten wir (nach Regel 1)

$$R_a = \frac{\lambda_a . \varrho^a + \lambda_{a+1} . \varrho^{a+1} + \lambda_{a+2} . \varrho^{a+2} + \ldots\ldots}{\lambda_a . \varrho^a}.$$

Der Vortheil dieser Umwandlung ist leicht ersichtlich, denn für a = 40 haben wir jetzt

$$R_{40} = \frac{\lambda_{40}.\varrho^{40} + \lambda_{41}.\varrho^{41} + \lambda_{42}.\varrho^{42} + \ldots\ldots}{\lambda_{40}.\varrho^{40}}$$

und für $a = 41$

$$R_{41} = \frac{\lambda_{41}.\varrho^{41} + \lambda_{42}.\varrho^{42} + \lambda_{43}.\varrho^{43} + \ldots\ldots}{\lambda_{41}.\varrho^{41}}.$$

Die Werthe $\lambda.\varrho$, $\lambda_{a+1}.\varrho^{a+1}, \ldots\ldots$ nennt man die discontirten Zahlen der Lebenden und bezeichnet sie, der Kürze wegen, durch D_a, $D_{a+1}, \ldots.$ Demnach haben wir also

$$R_a = \frac{D_a + D_{a+1} + D_{a+2} + \ldots\ldots}{D_a}$$

oder, wenn wir für $D_a + D_{a+1} + \ldots\ldots$, $\Sigma(D_a)$ setzen,

$$R_a = \frac{\Sigma(D_a)}{D_a}. \qquad (2)$$

Wenn die gegenwärtigen Werthe der vorschüssigen sofort beginnenden Leibrente einmal ermittelt sind, so lassen sich mit Hülfe derselben die Prämien einer Menge verschiedener Combinationen leicht berechnen.

In der folgenden Grundtafel sind jene Leibrentenwerthe unter Zugrundelegung der Tafel der 17 englischen Gesellschaften und eines Zinsfusses zu $3^1/_2{}^0/_0$ enthalten. Um die leichteste und zweckmässigste Ermittelung zu zeigen, habe ich die Grundrechnungen beigefügt. Die Ausführung derselben mit Hülfe der Logarithmen geht hinlänglich aus den Columnenköpfen hervor.

Will man aber die Anwendung der Logarithmen vermeiden, so hat man zuerst die in jedem Alter, von dem höchsten an, in der Mortalitätstafel vorhandenen Lebenden mit dem in der Zinstabelle für die dem Alter entsprechende Anzahl Jahre angegebenen Abzinsungsfactor zu multipliciren, wodurch man dann die in Col. 4 enthaltenen Werthe (D_a) erhält; ferner dieselben vom höchsten Alter an abwärts von Jahr zu Jahr zu summiren, um die Werthe $[\Sigma(D_a)]$ zu erhalten und endlich diese letzteren durch D_a zu dividiren. Die Quotienten sind dann die gesuchten Rentenwerthe, welche sich in Col. 8 befinden.

Tafel I. Die Grundrechnung der vor-
nach der Mortalitätstafel der 17 englischen

Alter.	1. Logarithmen der Zahlen der Lebenden.	2. Logarithmen der Discontirungs-Factoren zu $3\frac{1}{2}$ %.	3. Logarithmen der discontirten Zahlen der Lebenden.	4. Discontirte Zahlen der Lebenden.
a	log. λ_a	log. ϱ^a = a. log. ϱ	log. D_a = log. λ_a + a.log. ϱ	D_a
99	0,0000000	0,5209103—2	0,5209103—2	0,033183
98	0,6020600	0,5358506—2	0,1379106—1	0,13738
97	1,1139434	0,5507909—2	0,6647343—1	0,46210
96	1,5682017	0,5657312—2	0,1339329	1,3612
95	1,9493900	0,5806715—2	0,5300615	3,3889
94	2,2648178	0,5956118—2	0,8604296	7,2515
93	2,5301997	0,6105521—2	1,1407518	13,828
92	2,7558749	0,6254924—2	1,3813673	24,064
91	2,9503649	0,6404327—2	1,5907976	38,976
90	3,1202448	0,6553730—2	1,7756178	59,651
89	3,2704459	0,6703133—2	1,9407592	87,249
88	3,4043205	0,6852536—2	2,0895741	122,91
87	3,5247854	0,7001939—2	2,2249793	167,87
86	3,6340740	0,7151342—2	2,3492082	223,46
85	3,7337588	0,7300745—2	2,4638333	290,96
84	3,8251014	0,7450148—2	2,5701162	371,63
83	3,9091279	0,7599551—2	2,6690830	466,75
82	3,9865030	0,7748954—2	2,7613984	577,30
81	4,0578182	0,7898357—2	2,8476539	704,13
80	4,1235250	0,8047760—2	2,9283010	847,81
79	4,1840381	0,8197163—2	3,0037544	1008,7
78	4,2397748	0,8346566—2	3,0744314	1186,9
77	4,2911023	0,8495969—2	3,1406992	1382,6
76	4,3383967	0,8645372—2	3,2029339	1595,6
75	4,3820170	0,8794775—2	3,2614945	1826,0
74	4,4222450	0,8944178—2	3,3166628	2073,3
73	4,4593472	0,9093581—2	3,3687053	2337,3
72	4,4935835	0,9242984—2	3,4178819	2617,5
71	4,5251744	0,9392387—2	3,4644131	2913,5
70	4,5543316	0,9541790—2	3,5085106	3224,9
69	4,5812440	0,9691193—2	3,5503633	3551,1
68	4,6061018	0,9840596—2	3,5901614	3891,9
67	4,6290526	0,9989999—2	3,6280525	4246,7
66	4,6502395	0,0139402—1	3,6641797	4615,1
65	4,6698188	0,0288805—1	3,6986993	4996,9
64	4,6879212	0,0438208—1	3,7317420	5391,9
63	4,7046738	0,0587611—1	3,7634349	5800,1
62	4,7202007	0,0737014—1	3,7939021	6221,6
61	4,7345998	0,0886417—1	3,8232415	6656,4
60	4,7479786	0,1035820—1	3,8515606	7104,9
59	4,7604225	0,1185223—1	3,8789448	7567,4
58	4,7720355	0,1334626—1	3,9054981	8044,5
57	4,7828881	0,1484029—1	3,9312910	8536,7

schüssigen sofort beginnenden Leibrente

Gesellschaften und einem Zinsfusse von $3\frac{1}{2}\%$.

Alter	5. Summen der discontirten Zahlen der Lebenden von oben an.	6. Logarithmen der Summen der discontirten Zahlen der Lebenden.	7. Logarithmen der gegenwärtigen Werthe der vorschüss. Leibrente von 1.	8. Gegenwärtige Werthe der vorschüssigen Leibrente von 1.
a	$\Sigma(D_a)$	$\log. \Sigma(D_a)$	$\log. R_a = \log.\Sigma(D_a) - \log. D_a$	R_a
99	0,033183	0,5209103—2	0,0000000	1,000
98	0,17056	0,2318772—1	0,0939666	1,242
97	0,63266	0,8011704—1	0,1364361	1,369
96	1,9939	0,2997034	0,1657705	1,465
95	5,3828	0,7310082	0,2009467	1,588
94	12,634	1,1015409	0,2411113	1,742
93	26,462	1,4226227	0,2818709	1,914
92	50,526	1,7035149	0,3221476	2,100
91	89,502	1,9518327	0,3610351	2,296
90	149,15	2,1736233	0.3980055	2,500
89	236,40	2,3736475	0,4328883	2,709
88	359,31	2,5554693	0,4658952	2,923
87	527,18	2,7219589	0,4969796	3,140
86	750,64	2,8754317	0,5262235	3,359
85	1041.6	3,0177010	0,5538677	3,580
84	1413,2	3.1502036	0 5800874	3,803
83	1880,0	3,2741578	0,6050748	4,028
82	2457.3	3,3904582	0,6290598	4,257
81	3161,4	3,4998794	0,6522255	4,490
80	4009,2	3,6030577	0,6747567	4,729
79	5017,9	3,7005220	0,6967676	4,975
78	6204,8	3,7927278	0,7182964	5,228
77	7587,4	3,8800930	0,7393938	5,488
76	9183,0	3,9629846	0,7600507	5,755
75	11009	4,0417479	0,7802534	6,029
74	13082	4,1166741	0,8000113	6,310
73	15420	4,1880844	0,8193791	6,597
72	18037	4,2561643	0.8382824	6,891
71	20951	4,3212048	0,8567917	7,191
70	24176	4,3833844	0,8748738	7,497
69	27727	4,4429029	0,8925396	7,808
68	31619	4,4999481	0,9097867	8,124
67	35865	4,5546708	0,9266183	8,445
66	40480	4,6072405	0,9430608	8,771
65	45477	4.6577918	0,9590925	9,101
64	50869	4,7064532	0,9747112	9,434
63	56669	4,7533455	0,9899106	9,770
62	62891	4,7985885	1,0046864	10,108
61	69547	4.8422784	1,0190369	10,448
60	76652	4,8845235	1.0329629	10,789
59	84220	4,9254152	1,0464704	11,129
58	92264	4,9650323	1,0595342	11,469
57	100801	5,0034609	1,0721699	11,808

Fortsetzung von Taf. I. Die Grundrechnung der vorschüssigen
17 englischen Gesellschaften und

Alter.	1. Logarithmen der Zahlen der Lebenden.	2. Logarithmen der Discontirungs-Factoren zu $3^1/_2{}^0/_0$.	3. Logarithmen der discontirten Zahlen der Lebenden.	4. Discontirte Zahlen der Lebenden.
a	log. λ_a	log. ϱ^a = a. log. ϱ.	log. D_a = log. λ_a + a. log. ϱ.	D_a
56	4,7930496	0,1633432—1	3,9563928	9044,7
55	4,8025617	0,1782835—1	3,9808452	9568,5
54	4,8114745	0,1932238—1	4,0046983	10109
53	4,8198465	0,2081641—1	4,0280106	10666
52	4,8277117	0,2231044—1	4,0508161	11241
51	4,8351132	0,2380447—1	4,0731579	11835
50	4,8420910	0,2529850—1	4,0950760	12447
49	4,8486817	0,2679253—1	4,1166070	13080
48	4,8549191	0,2828656—1	4,1377847	13734
47	4,8608289	0,2978059—1	4,1586348	14409
46	4,8664409	0,3127462—1	4,1791871	15107
45	4,8717772	0,3276865—1	4,1994637	15829
44	4,8768872	0,3426268—1	4,2195148	16577
43	4,8818011	0,3575671—1	4,2393682	17353
42	4,8865584	0,3725074—1	4,2590658	18158
41	4,8911917	0,3874477—1	4,2786394	18995
40	4,8957153	0,4023880—1	4,2981033	19866
39	4,9001376	0,4173283—1	4,3174659	20772
38	4,9044613	0,4322686—1	4,3367299	21714
37	4,9086887	0,4472089—1	4,3558976	22693
36	4,9128276	0,4621492—1	4,3749768	23712
35	4,9168801	0,4770895—1	4,3939696	24772
34	4,9208483	0,4920298—1	4,4128781	25875
33	4,9247392	0,5069701—1	4,4317093	27021
32	4,9285546	0,5219104—1	4,4504650	28214
31	4,9322962	0,5368507—1	4,4691469	29454
30	4,9359705	0,5517910—1	4,4877615	30744
29	4,9395792	0,5667313—1	4,5063105	32086
28	4,9431283	0,5816716—1	4,5247999	33481
27	4,9466193	0,5966119—1	4,5432312	34933
26	4,9500580	0,6115522—1	4,5616102	36443
25	4,9534456	0,6264925—1	4,5799381	38014
24	4,9567877	0,6414328—1	4,5982205	39648
23	4,9600853	0,6563731—1	4,6164584	41348
22	4,9633391	0,6713134—1	4,6346525	43117
21	4,9665547	0,6862537—1	4,6528084	44958
20	4,9697327	0,7011940—1	4,6709267	46873
19	4,9728737	0,7161343—1	4,6890080	48866
18	4,9759829	0,7310746—1	4,7070575	50940
17	4,9790610	0,7460149—1	4,7250759	53098
16	4,9821129	0,7609552—1	4,7430681	55344
15	4,9851389	0,7758955—1	4,7610344	57681

sofort beginnenden Leibrente nach der Mortalitätstafel der einem Zinsfusse von $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.	5. Summen der discontirten Zahlen der Lebenden von oben an.	6. Logarithmen der Summen der discontirten Zahlen der Lebenden.	7. Logarithmen der gegenwärtigen Werthe der vorschüss. Leibrente von 1.	8. Gegenwärtige Werthe der vorschüssigen Leibrente von 1.
a	$\Sigma(D_a)$	log. $\Sigma(D_a)$	log. R_a = log.$\Sigma(D_a)$—log.D_a	R_a
56	109845	5,0407803	1,0843875	12.145
55	119414	5.0770553	1.0962201	12,480
54	129523	5,1123469	1.1076486	12,813
53	140189	5,1467139	1,1187033	13,143
52	151430	5,1802119	1.1293958	13.471
51	163265	5.2128931	1,1397352	13,795
50	175712	5,2448014	1,1497254	14,116
49	188792	5.2759836	1,1593766	14,434
48	202526	5.3064808	1,1686961	14,747
47	216935	5,3363296	1,1776948	15,055
46	232042	5,3655666	1,1863795	15,360
45	247871	5,3942258	1,1947621	15,659
44	264448	5,4223403	1,2028255	15,952
43	281801	5,4499412	1,2105730	16,240
42	299959	5,4770619	1,2179961	16,519
41	318954	5,5037280	1,2250886	16,791
40	338820	5.5299690	1,2318657	17,056
39	359592	5.5558100	1,2383441	17,312
38	381306	5,5812675	1.2445376	17 561
37	403999	5,6063803	1.2504827	17,803
36	427711	5,6311504	1,2561736	18.037
35	452483	5.6556023	1.2616327	18.266
34	478358	5.6797531	1.2668750	18,487
33	505379	5,7036172	1,2719079	18,703
32	533593	5,7272101	1,2767451	18.912
31	563047	5.7505447	1,2813978	19,116
30	593791	5.7736336	1,2858721	19 314
29	625877	5,7964890	1,2901785	19,506
28	659358	5,8191213	1.2943214	19,693
27	694291	5,8415415	1,2983103	19,875
26	730734	5,8637593	1.3021491	20,052
25	768748	5.8857840	1.3058459	20,223
24	808396	5,9076241	1.3094036	20.389
23	849744	5.9292881	1.3128297	20.551
22	892861	5.9507839	1.3161314	20.708
21	937819	5,9721190	1.3193106	20,860
20	984692	5.9933004	1.3223737	21,007
19	1033558	6,0143349	1,3253269	21,151
18	1084498	6,0352288	1,3281713	21.290
17	1137596	6,0559881	1,3309122	21,425
16	1192940	6.0766186	1.3335505	21.555
15	1250621	6,0971257	1.3360913	21,682

In der Praxis kommen vorschüssige Leibrenten nicht vor, sondern nur solche, bei welchen der erste Rentenbetrag am Ende des ersten stipulirten Zahlungstermins (resp. nach 1 Monat, Viertel-, Halb- oder ganzem Jahre) ausgezahlt wird, wesswegen sie im Gegensatze zu den ersteren nachschüssige oder postnumerando zahlbare Leibrenten genannt werden. Um den gegenwärtigen Werth einer derartigen Rente zu ermitteln, hat man offenbar nur von der vorschüssigen den ersten Rentenbetrag in Abzug zu bringen. Ist dieser, wie in vorstehender Grundtafel, im Betrage von 1, und die nachschüssige Leibrente wird durch ${}^1R_a$ bezeichnet, so ist demnach

$$ {}^1R_a = R_a - 1. \qquad (3)$$

Da in der deutschen Praxis ausser der Tafel der 17 engl. Gesellschaften zugleich die Tafeln von Brune und Deparcieux häufig Anwendung finden, so sollen die sofort beginnenden nachschüssigen Leibrentenwerthe nach diesen letzteren Tafeln und zu $3^1/_2{}^0/_0$ hier folgen.

Tafel II. Gegenwärtige Werthe der nachschüssigen, sofort beginnenden Leibrente von 1, nach Deparcieux und Brune, zu $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.	Deparcieux.	Brune. Männer.	Brune. Frauen.	Alter.	Deparcieux.	Brune. Männer.	Brune. Frauen.
3	19,980			24	18,940	19,124	18,694
4	20,319			25	18,805	18,925	18,581
5	20,518			26	18,667	18,721	18.457
6	20,647			27	18,524	18,509	18,325
7	20,720			28	18,377	18,289	18,188
8	20,754			29	18,225	18,063	18,046
9	20,770			30	18,069	17,830	17,898
10	20,742			31	17,907	17,591	17.743
11	20,665			32	17,741	17,346	17,584
12	20,536			33	17,568	17,099	17,417
13	20,403			34	17,390	16,850	17,246
14	20,266			35	17,207	16,598	17,066
15	20,123			36	17,017	16,341	16,878
16	19,976		19,087	37	16,820	16,080	16,682
17	19,849		19,080	38	16,590	15,816	16,478
18	19,717		19,066	39	16,352	15,551	16,266
19	19,581		19,042	40	16,105	15,284	16,041
20	19,441		19,005	41	15,848	15,013	15,803
21	19,321	19,690	18,950	42	15,581	14,734	15,552
22	19,197	19,508	18,880	43	15,304	14,450	15,289
23	19,071	19,318	18,794	44	15,016	14,159	15,013

Fortsetzung von Tafel II. Gegenwärtige Werthe der nachschüssigen, sofort beginnenden Leibrente von 1, nach Deparcieux und Brune, zu $3\frac{1}{2}\%$.

Alter.	Deparcieux.	Brune. Männer.	Brune. Frauen.	Alter.	Deparcieux.	Brune. Männer.	Brune. Frauen.
45	14,716	13,864	14,727	72	5,946	5,248	5,698
46	14.405	13,564	14,432	73	5,644	4,987	5,434
47	14,105	13,261	14,129	74	5,348	4,748	5,185
48	13,794	12,955	13,816	75	5,060	4,529	4,949
49	13,494	12,647	13,495	76	4,755	4,328	4,726
50	13,183	12,334	13,165	77	4,462	4,125	4,510
51	12,883	12,015	12,829	78	4,188	3,902	4,289
52	12,596	11,691	12,484	79	3,908	3,647	4,060
53	12,298	11,361	12,134	80	3,662	3,364	3,822
54	11,989	11,028	11,779	81	3,428	3,065	3,585
55	11,692	10,691	11,424	82	3,216	2,762	3,371
56	11,383	10,351	11,072	83	2,984	2,468	3,195
57	11,063	10,011	10,722	84	2,717	2,196	3,060
58	10,755	9,669	10,374	85	2,457	1,948	2,951
59	10,436	9,326	10,025	86	2,212	1,703	2,847
60	10,104	8,986	9,672	87	2,000	1,460	2,731
61	9,760	8,649	9,315	88	1,728	1,226	2,583
62	9,402	8,321	8,954	89	1,460	1,014	2,387
63	9,053	7,998	8,589	90	1.198	0,825	2,154
64	8,691	7,681	8,226	91	0,948	0,636	1,910
65	8,314	7,366	7,869	92	0,716	0.436	1,669
66	7,944	7,051	7,520	93	0.483	0,242	1,424
67	7,584	6,736	7,184	94	0,000	0,000	1,211
68	7,234	6,422	6,862	95			0,985
69	6,896	6,115	6,553	96			0,748
70	6,575	5,815	6,258	97			0,547
71	6,250	5,526	5,973	98			0,322

Will man aus den nachschüssigen die vorschüssigen Leibrentenwerthe ermitteln, so hat man offenbar nur den ersten Rentenbetrag zu jenen zu addiren. Es ist somit

$$R_a = {}^1R_a + 1. \qquad (4)$$

Wenn die Leibrente nicht im Betrage von 1, sondern in irgend einem andern Betrage, den wir durch S bezeichnen wollen, gezahlt werden soll, so ist der Werth dieser Leibrente

$$R_a . S.$$

b. In $\frac{1}{m}$ jährlichen Terminen, d. h. in Jahrestheilraten zahlbar.

Da diese Zahlungsweise von Leibrenten seltener in der Praxis vorkommt, und die mathematische Entwickelung

bedeutend mehr Raum erfordert, als dieses Werk es gestattet, so haben wir dieselbe weggelassen, geben aber für den technischen Gebrauch die nöthigen Berechnungsformeln.

Bezeichnen wir eine in halbjährlichen Terminen zahlbare, sofort beginnende Leibrente durch $R_a^{\frac{2}{2}}$, so ist die Formel

$$R_a^{\frac{2}{2}} = R_a - \frac{1}{2}\left(\frac{1}{\varrho+1}\right). \tag{5}$$

Wird ferner die in vierteljährlichen Terminen zahlbare Leibrente durch $R_a^{\frac{4}{4}}$, die in monatlichen durch $R_a^{\frac{12}{12}}$ bezeichnet, so ist

$$R_a^{\frac{4}{4}} = R_a - \frac{1}{4}\left(\frac{1}{3\varrho+1} + \frac{2}{2\varrho+2} + \frac{3}{\varrho+3}\right); \tag{6}$$

und $R_a^{\frac{12}{12}} = R_a - \frac{1}{12}\left(\frac{1}{11\varrho+1} + \frac{2}{10\varrho+2} + \frac{3}{9\varrho+3} + \ldots\ldots\right.$

$$\left. + \frac{10}{2\varrho+10} + \frac{11}{\varrho+11}\right). \tag{7}$$

Oder wenn $\varrho = 1$ gesetzt wird, so erhalten wir die annähernden Werthe

$$R_a^{\frac{2}{2}} = R_a - \frac{1}{4}; \tag{5a}$$

$$R_a^{\frac{4}{4}} = R_a - \frac{3}{8}; \tag{6a}$$

$$R_a^{\frac{12}{12}} = R_a - \frac{11}{24}; \tag{7a}$$

und allgemein

$$R_a^{\frac{m}{m}} = R_a - \frac{m-1}{2m}. \tag{8}$$

2. **Aufgeschobene Leibrente** (vergl. Cap. 19, p. 256 und Cap. 20, p. 280).

Die Rente sei nach Verlauf von h Jahren jährlich im Betrage von 1 auszufolgen und a das gegenwärtige Alter des künftigen Leibrentners. Würde ein Jeder von den in der Mortalitätstafel im a Lebensalter angegebenen Lebenden sich eine solche Leibrente erwerben, so hätte die Bank nach h Jahren die Summe von λ_{a+h}, nach $h+1$ Jahren die Summe von λ_{a+h+1}, nach $h+2$ Jahren λ_{a+h+2} u. s. w. bis zum höchsten Alter der betreffenden Tafel auszuzahlen.

Da der erste Rentenbetrag nach h Jahren ausgezahlt werden soll, so ist der gegenwärtige Werth desselben $\lambda_{a+h}.\varrho^h$, des zweiten Rentenbetrages, welcher nach $h+1$ Jahren erfolgt, $\lambda_{a+h+1}.\varrho^{h+1}$, des dritten Rentenbetrages, welcher nach $h+2$ Jahren zahlbar wird, $\lambda_{a+h+2}.\varrho^{h+2}$ etc. Summirt man diese Beträge, so erhält man die Gesammtleistung der Bank an die λ_a Leibrentner, somit ist, wenn S diese bezeichnet,

$$S=\lambda_{a+h}.\varrho^h+\lambda_{a+h+1}.\varrho^{h+1}+\lambda_{a+h+2}.\varrho^{h+2}+\lambda_{a+h+3}.\varrho^{h+3}+\ldots\ldots$$

Dividiren wir die Gesammtleistung durch λ_a, so erhalten wir den gegenwärtigen Werth (einmalige Prämie, Mise) einer h Jahre aufgeschobenen Leibrente von 1 für eine ajährige Person. Wird dieselbe durch ${}^hR_a$, wo h oben links die Aufschubszeit ausdrückt, bezeichnet, so ist

$${}^hR_a=\frac{\lambda_{a+h}.\varrho^h+\lambda_{a+h+1}.\varrho^{h+1}+\lambda_{a+h+2}.\varrho^{h+2}+\ldots\ldots}{\lambda_a}, \qquad (9a)$$

oder, wenn wir, aus dem S. 304 angeführten Grund, Zähler und Nenner mit ϱ_a multipliciren,

$${}^hR_a=\frac{\lambda_{a+h}.\varrho^{a+h}+\lambda_{a+h+1}.\varrho^{a+h+1}+\lambda_{a+h+2}.\varrho^{a+h+2}+\ldots\ldots}{\lambda_a.\varrho^a}.$$

Setzen wir wie früher anstatt $\lambda_a.\varrho^a, \lambda_{a+h}.\varrho^{a+h}, \lambda_{a+h+1}.\varrho^{a+h+1}$ etc., D_a, D_{a+h}, D_{a+h+1} etc., so ist

$${}^hR_a=\frac{D_{a+h}+D_{a+h+1}+D_{a+h+2}+\ldots\ldots}{D_a},$$

oder

$${}^hR_a=\frac{\Sigma(D_{a+h})}{D_a}. \qquad (9)$$

Multipliciren wir Zähler und Nenner der rechten Seite dieser Formel mit D_{a+h}, so erhalten wir die in gewissen Fällen bequemere Formel

$${}^hR_a=\frac{\Sigma(D_{a+h}).D_{a+h}}{D_a.D_{a+h}}=\frac{\Sigma(D_{a+h})}{D_{a+h}}.\frac{D_{a+h}}{D_a}.$$

Offenbar ist $\frac{\Sigma(D_{a+h})}{D_{a+h}}$ eine sofort beginnende Leibrente für eine $a+h$jährige Person. Somit

$${}^hR_a=R_{a+h}.\frac{D_{a+h}}{D_a}. \qquad (10)$$

(Beispiel 1.) Wie viel hat eine 35jährige Person an einmaliger Prämie zu entrichten, um nach 25 Jahren eine

lebenslängliche Leibrente von 300 Thlrn. jährlich zu erhalten? (Taf. der 17 engl. Gesellsch., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Nach Formel (9) erhalten wir für unseren Fall, wenn aber der Rentenbetrag 1 ist:

$$^{25}R_{35} = \frac{\Sigma(D_{60})}{D_{35}}.$$

Nach Taf. 1, S. 306 ff. ist

$$\Sigma(D_{60}) = 76652$$
$$D_{35} = 24772$$

Demnach

$$^{25}R_{35} = \frac{76652}{24772} = 3{,}094.$$

Die gesuchte einmalige Prämie ist somit

$$300 \times 3{,}094 = 928{,}2 \text{ Thlr.}$$

Nach Formel (10) war die Berechnung:

$$^{25}R_{35} = R_{60} \cdot \frac{D_{60}}{D_{35}},$$

und nach Tafel 1, S. 306 ff.

$$R_{60} = 10{,}789$$
$$D_{60} = 7104{,}9$$
$$D_{35} = 24772$$

$$^{25}R_{35} = 10{,}789 \times \frac{7104{,}9}{24772} = 3{,}094$$

und die gesuchte einmalige Prämie also:

$$300 \times 3{,}094 = 928{,}2 \text{ Thlr.}$$

3. **Sofort beginnende temporaire Leibrente** (vergl. Cap. 19, S. 255).

Eine sofort beginnende und h Jahre andauernde Leibrente ist offenbar gleich einer sofort beginnenden lebenslänglichen, vermindert um die h Jahre aufgeschobene lebenslängliche Leibrente, da die Rentenbeträge der sofort beginnenden, h Jahre andauernden Rente gerade bis dahin ausgefolgt werden, wo die Rentenbeträge der h Jahre aufgeschobenen anfangen, und somit zusammen die Rentenbeträge der sofort beginnenden lebenslänglichen ausmachen. Bezeichnen wir die sofort beginnende vorschüssige h Jahre

temporaire Leibrente von 1 durch ${}_{h}R_{a}$, wo h unten links die Dauer der Rente ausdrückt, so ist demnach

$$ {}_{h}R_{a} = R_{a} - {}^{h}R_{a}, \qquad (11) $$

oder, da $R_{a} = \frac{\Sigma(D_{a})}{D_{a}}$, und ${}^{h}R_{a} = \frac{\Sigma(D_{a+h})}{D_{a}}$,

$$ {}_{h}R_{a} = \frac{\Sigma(D_{a})}{D_{a}} - \frac{\Sigma(D_{a+h})}{D_{a}} $$

oder, was dasselbe ist,

$$ {}_{h}R_{a} = \frac{\Sigma(D_{a}) - \Sigma(D_{a+h})}{D_{a}}. \qquad (11a) $$

(Beispiel 2.) Wie viel beträgt die einmalige Prämie für eine 15jährige Person, welche eine sofort beginnende nachschüssige, 10 Jahre andauernde Leibrente im Betrage von 400 Thlrn. jährlich ausgezahlt haben will? (Tafel d. 17 engl. Gesellsch., $3\frac{1}{2}\%$.)

Nach Formel (11) haben wir für den vorliegenden Fall, wenn aber die Rente vorschüssig und im Betrage von 1:

$$ {}_{10}R_{15} = R_{15} - {}^{10}R_{15}. $$

Mit Hülfe der Grundtafel 1, S. 306 ff. finden wir

$$ R_{15} = 21{,}682 $$
$$ {}^{10}R_{15} = 13{,}328 $$

demnach ist

$$ {}_{10}R_{15} = 21{,}682 - 13{,}328 = 8{,}354. $$

Da nun die fragliche Rente nicht vorschüssig, sondern nachschüssig ist, so haben wir den ersten Rentenbetrag, welcher 1 ist, abzuziehen, mithin erhalten wir als einmalige Prämie für die Leibrente von 1 Thlr. jährlich 7,354 Thlr. Die gesuchte Prämie für 400 Thlr. Rente beträgt also

$$ 400 \times 7{,}354 = 2941{,}6 \text{ Thlr.} $$

4. **Aufgeschobene temporaire Leibrente** (vergl. Cap. 19, S. 256).

Eine h Jahre aufgeschobene und von jetzt an nach n Jahren aufhörende Leibrente ist offenbar gleich der h Jahre aufgeschobenen lebenslänglichen Leibrente, weniger der n Jahre aufgeschobenen. Bezeichnen wir eine h Jahre aufgeschobene, von jetzt an nach n Jahren aufhörende Leibrente von 1 durch ${}^{h}_{n}R_{a}$, so ist nach unserer Bezeichnung

$$ {}^{h}_{n}R_{a} = {}^{h}R_{a} - {}^{n}R_{a}. \qquad (12) $$

(Beispiel 3.) Wie viel muss eine 15jährige Person an einmaliger Prämie entrichten, um von ihrem 20sten bis zum 25sten Lebensjahre alljährlich eine Leibrente im Betrage von 500 Thlr. zu erhalten? (Taf. d. 17 engl. Gesellsch, $3^1/_2{}^0/_0$.)

Nach Formel (12) haben wir für unseren Fall, wenn aber der Rentenbetrag 1,

$$ {}^{5}_{10}R_{15} = {}^{5}R_{15} - {}^{10}R_{15}. $$

Mit Hülfe der Grundtafel und Anwendung von Formel (9) ist

$$ {}^{5}R_{15} = 17,071 $$
$$ {}^{10}R_{15} = 13,328. $$

Mithin

$$ {}^{5}_{10}R_{15} = 17,071 - 13,328 = 3,743. $$

Da aber die Leibrente nicht im Betrage von 1, sondern von 500, so ist die gesuchte einmalige Prämie

$$ 500 \times 3,743 = 1871,5 \text{ Thlr.} $$

5. **Aufgeschobene Leibrenten durch jährliche Prämien** (vergl. Cap. 20, S. 282).

Bei jeder Versicherung, die nicht durch einmalige, sondern durch jährliche Prämien erworben wird, sind diese letzteren offenbar gleich einer Leibrente im Betrage der Prämie, welche die Bank von dem Versicherten empfängt. Die Jahresprämien für aufgeschobene Leibrenten sind demnach gleich vorschüssigen temporairen Renten, welche während der Aufschubszeit laufen. Bezeichnet man die jährliche Prämie für die h Jahre aufgeschobene lebenslängliche Rente durch ${}^{h}p_a$, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen

$$ {}^{h}p_a \cdot {}_{h}R_a, $$

und da dieser dem gegenwärtigen Werth der h Jahre aufgeschobenen lebenslänglichen Rente gleichkommen muss, so haben wir die Gleichung

$$ {}^{h}p_a \cdot {}_{h}R_a = {}^{h}R_a. $$

Dividirt man beide Seiten dieser Gleichung durch ${}_{h}R_a$, so erhält man

$$ {}^{h}p_a = \frac{{}^{h}R_a}{{}_{h}R_a}. \qquad (13) $$

Bezeichnen wir ferner die Jahresprämie für die h Jahre aufgeschobene und von jetzt an nach n Jahren aufhörende Leibrente durch ${}^{h}_{n}p_{a}$, so ist der gegenwärtige Werth aller dieser Prämienzahlungen

$${}^{h}_{n}p_{a} \cdot {}_{h}R_{a},$$

und wir haben die Gleichung

$${}^{h}_{n}p_{a} \cdot {}_{h}R_{a} = {}^{h}_{n}R_{a}$$

und ferner

$${}^{h}_{n}p_{a} = \frac{{}^{h}_{n}R_{a}}{{}_{h}R_{a}}. \qquad (14)$$

(Beispiel 4.) Wie viel würde die jährliche Prämie für die im Beispiel 3 oben angeführte Leibrentenversicherung betragen? Für unseren Fall haben wir, wenn die Leibrente im Betrage 1, die Formel:

$${}^{5}_{10}p_{15} = \frac{{}^{5}_{10}R_{15}}{{}_{5}R_{15}}.$$

Es war aber

$${}^{5}_{10}R_{15} = 3{,}743$$

und mit Hülfe der Grundtafel und Formel (11) finden wir

$${}_{5}R_{15} = 4{,}610.$$

Mithin $${}^{5}_{10}p_{15} = \frac{3{,}743}{4{,}610} = 0{,}812,$$

und die gesuchte Prämie

$$500 \times 0{,}812 = 406 \text{ Thlr.}$$

ZWEIUNDZWANZIGSTES CAPITEL.

Die mathematische Prämienberechnung der Kapitalversicherungen auf einzelne Leben.

1. **Kapitalversicherungen auf den Todesfall** (vergl. Cap. 19, S. 258 und Cap. 20, S. 283 ff.).

a. Allgemeine mit einmaliger Prämienzahlung. Nehmen wir an, dass λ_a Personen eine derartige Versicherung abschliessen und zwar mit einer Versicherungssumme im Betrage von je 1. Die Bank hat offenbar nach Verlauf des 1. Versicherungsjahres die Summe von $\lambda_a - \lambda_{a+1}$ auszuzahlen, nach dem 2. Jahre $\lambda_{a+1} - \lambda_{a+2}$, nach dem 3. Jahre $\lambda_{a+2} - \lambda_{a+3}$ u. s. w., bis sämmtliche λ_a gestorben sind.*) Als gegenwärtige Werthe all dieser Bankzahlungen erhalten wir somit

$$(\lambda_a - \lambda_{a+1})\varrho,\ (\lambda_{a+1} - \lambda_{a+2})\varrho^2,\ (\lambda_{a+2} - \lambda_{a+3})\varrho^3,\ \ldots\ldots$$

Die Summe aller dieser Werthe ist die Gesammtleistung der Bank für die λ_a Versicherten. Bezeichnet man diese Leistung durch S, so ist

---

*) Es ist hier, wie gewöhnlich angenommen, dass der Tod allemal am Ende des Jahres erfolge; der bei dieser Annahme entstehende Fehler ist kaum beachtenswerth. Wie der Leser sieht, setzen wir hier, anstatt der Zahlen der Gestorbenen r_a, r_{a+1} u. s. w. (analog II. Abth., p. 204) die Differenzen der Zahlen der Lebenden zwischen dem a[ten] und a+1[ten], dem a+1[ten] und a+2[ten] Lebensalter u. s. w., was offenbar das nämliche ist. Es geschieht diese Umwandlung des Ausdrucks, um die Kapitalversicherungen bequem auf die Rentenwerthe zurückführen zu können.

… wenn die
… st werden:
… so erhalten
… elnen Ver-
… st demnach
… stehende
… beginnende
… erscheint,
… erste Glied
… fehlt.
… Formel (3):

(15)

… Kapital
… Werth (ein-

… Person an
… auf den
… ten? (Taf.

… Prämie für

und demnach

$$1-\varrho=0,033816,$$

so ist also

$$P_{30}=1-0,033816\times19,314=0,34688$$

und die gesuchte Prämie für 1000 Thlr.

$$1000\times0,34688=346,88 \text{ Thlr.}$$

b. Allgemeine mit lebenslänglichen Jahresprämien. Dieselben bilden eine vorschüssige, lebenslängliche Leibrente, welche die Bank von dem Versicherten empfängt. Bezeichnen wir die Prämie für diese Versicherung mit p_a, so ist der gegenwärtige Werth aller Jahresprämien

$$p_a.R_a,$$

und da derselbe dem gegenwärtigen Werth der Bankleistung gleichkommen muss:

$$p_a.R_a=P_a,$$

und folglich

$$p_a=\frac{P_a}{R_a}. \qquad (16)$$

Setzen wir für P_a den in Formel (15) angegebenen Werth ein, so erhalten wir ferner

$$p_a=\frac{1-(1-\varrho)R_a}{R_a}.$$

Statt dessen können wir aber auch setzen

$$p_a=\frac{1}{R_a}-\frac{(1-\varrho)R_a}{R_a}.$$

Dividirt man nun Zähler und Nenner des letzten Gliedes durch R_a, so hat man die bequeme Formel:

$$p_a=\frac{1}{R_a}-(1-\varrho). \qquad (16a)$$

(Beispiel 6.) Wie viel würde für die im Beispiel 5 angegebene Versicherung an Jahresprämie zu entrichten sein? (Tafel und Zinsfuss die nämlichen.)

Für die Versicherungssumme von 1 haben wir für den vorliegenden Fall nach Formel (16)

$$p_{30}=\frac{P_{30}}{R_{30}}$$

Es war (Beispiel 5)

$$P_{30} = 0,34688$$
$$R_{30} = 19,314$$

mithin

$$p_{30} = \frac{0,34688}{19,314} = 0,01796.$$

Die gesuchte Jahresprämie für 1000 Thlr. ist somit

$$1000 \times 0,01796 = 17,96 \text{ Thlr.}$$

Oder bei Anwendung von Formel (16a):

$$p_{30} = \frac{1}{R_{30}} - (1 - \varrho)$$

und da

$$R_{30} \quad 19,314$$
$$1 - \varrho = 0,033816$$
$$p_{30} = \frac{1}{19,314} - 0,033816 = 0,01796,$$

folglich die gesuchte Jahresprämie wie oben

$$1000 \times 0,01796 = 17,96 \text{ Thlr.}$$

Wir lassen nun die so überaus wichtigen Prämienwerthe dieser Combination nach den zwei üblichsten Mortalitätstafeln und einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$ folgen.

Taf. III. Nettoprämien der Allgemeinen Kapitalversicherung auf den Todesfall zu $3^1/_2{}^0/_0$.

	Nach 17 engl. Gesellsch.		Nach Deparcieux.			Nach 17 engl. Gesellsch.		Nach Deparcieux.	
Alter.	Einmalige Prämie für die Versicherungssumme von 1.	Jährliche Prämie für die Versicherungssumme von 100.	Einmalige Prämie für die Versicherungssumme von 1.	Jährliche Prämie für die Versicherungssumme von 100.	Alter.	Einmalige Prämie für die Versicherungssumme von 1.	Jährliche Prämie für die Versicherungssumme von 100.	Einmalige Prämie für die Versicherungssumme von 1.	Jährliche Prämie für die Versicherungssumme von 100.
15	0,26680	1,231	0,28570	1,353	58	0,61216	5,337	0,60249	5,125
16	0,27110	1,258	0,29068	1,386	59	0,62366	5,604	0,61328	5,363
17	0,27549	1,286	0,29497	1,415	60	0,63516	5,887	0,62451	5,624
18	0,28006	1,316	0,29943	1,445	61	0,64669	6,189	0,63614	5,912
19	0,28476	1,346	0,30403	1,477	62	0,65819	6,511	0,64825	6,232
20	0,28963	1,379	0,30877	1,511	63	0,66962	6,853	0,66005	6,566
21	0,29460	1,412	0,31283	1,539	64	0,68098	7,218	0,67229	6,937
22	0,29974	1,448	0,31702	1,570	65	0,69224	7,606	0,68504	7,355
23	0,30505	1,484	0,32128	1,601	66	0,70340	8,019	0,69755	7,799
24	0,31053	1,523	0,32571	1,633	67	0,71442	8,459	0,70972	8,268
25	0,31614	1,563	0,33027	1,668	68	0,72528	8,927	0,72156	8,763
26	0,32192	1,606	0,33494	1,703	69	0,73596	9,426	0,73299	9,283
27	0,32791	1,650	0,33978	1,740	70	0,74648	9,958	0,74384	9,820
28	0,33406	1,696	0,34475	1,779	71	0,75683	10,525	0,75483	10,411
29	0,34039	1,745	0,34989	1,820	72	0,76697	11,130	0,76511	11,015
30	0,34688	1,796	0,35516	1,862	73	0,77692	11,776	0,77533	11,670
31	0,35357	1,850	0,36064	1,907	74	0,78662	12,466	0,78534	12,343
32	0,36047	1,906	0,36625	1,954	75	0,79612	13,204	0,79508	13,120
33	0,36754	1,965	0,37210	2,004	76	0,80539	13,994	0,80539	14,000
34	0,37484	2,028	0,37812	2,056	77	0,81442	14,841	0,81530	14,927
35	0,38232	2,093	0,38431	2,111	78	0,82321	15,748	0,82456	15,894
36	0,39006	2,162	0,39074	2,169	79	0,83177	16,720	0,83403	16,993
37	0,39797	2,235	0,39740	2,230	80	0,84008	17,765	0,84235	18,068
38	0,40616	2,313	0,40518	2,303	81	0,84817	18,891	0,85026	19,202
39	0,41458	2,395	0,41322	2,381	82	0,85605	20,111	0,85743	20,338
40	0,42323	2,481	0,42158	2,465	83	0,86379	21,446	0,86528	21,719
41	0,43220	2,574	0,43027	2,554	84	0,87140	22,915	0,87431	23,522
42	0,44139	2,672	0,43930	2,649	85	0,87894	24,552	0,88310	25,545
43	0,45083	2,776	0,44866	2,752	86	0,88641	26,388	0,89138	27,752
44	0,46057	2,887	0,45840	2,862	87	0,89382	28,462	0,89855	29,952
45	0,47048	3,005	0,46855	2,981	88	0,90116	30,825	0,90775	33,275
46	0,48059	3,129	0,47906	3,109	89	0,90839	33,526	0,91681	37,269
47	0,49090	3,261	0,48921	3,239	90	0,91546	36,613	0,92567	42,114
48	0,50132	3,400	0,49973	3,378	91	0,92236	40,167	0,93413	47,953
49	0,51190	3,547	0,50987	3,518	92	0,92899	44,245	0,94197	54,893
50	0,52265	3,702	0,52039	3,669	93	0,93528	48,873	0,94985	64,049
51	0,53351	3,867	0,53053	3,821	94	0,94109	54,016	0,96618	96,618
52	0,54446	4,042	0,54024	3,974	95	0,94630	59,577		
53	0,55556	4,227	0,55031	4,138	96	0,95046	64,888		
54	0,56672	4,423	0,56076	4,317	97	0,95371	69,559		
55	0,57798	4,631	0,57081	4,497	98	0,95800	77,161		
56	0,58930	4,852	0,58126	4,694	99	0,96618	96,618		
57	0,60070	5,087	0,59208	4,908					

c. Allgemeine mit abgekürzter Prämienzahlung (vgl. 19. Cap., S. 260). Die Leistung der Bank ist in diesem Falle natürlich ganz dieselbe, wie unter b, nur bildet die Prämienzahlung nicht wie bei jenem eine vorschüssige lebenslängliche, sondern eine vorschüssige temporaire Leibrente. Bezeichnen wir die nur h Jahre laufende Jahresprämie durch ${}_hp_a$, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen

$$ {}_hp_a . {}_hR_a $$

somit

$$ {}_hp_a . {}_hR_a = P_a $$

$$ {}_hp_a = \frac{P_a}{{}_hR_a}. \qquad (17) $$

(Beispiel 7.) Wie viel hat eine 40jährige Person für eine allgemeine Kapitalversicherung auf den Todesfall im Betrage von 1000 Thlrn. an Jahresprämie während 10 Jahren zu entrichten? (Taf. d. 17 engl. Gesellsch., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Für den vorliegenden Fall haben wir, wenn die Versicherungssumme 1 wäre,

$$ {}_{10}p_{40} = \frac{P_{40}}{{}_{10}R_{40}}. $$

Mit Hülfe der Grundtafel I und Formel (11a) erhalten wir

$$ {}_{10}R_{40} = 8{,}210 $$

und nach Prämientafel III

$$ P_{40} = 0{,}42323. $$

Somit

$$ {}_{10}p_{40} = \frac{0{,}42323}{8{,}210} = 0{,}05155 $$

und die gesuchte Jahresprämie

$$ 1000 \times 0{,}05155 = 51{,}55 \text{ Thlr.} $$

d. Kapitalversicherung auf kurze Zeit mit einmaliger Prämienzahlung (vergl. Cap. 19, S. 262). Da die Bank bei dieser Versicherungscombination nur dann die Versicherungssumme zu zahlen hat, wenn der Tod des Versicherten innerhalb der ersten h Jahre erfolgt, so stellt sich der gegenwärtige Werth der Gesammtausgabe der Bank für λ_a Versicherte bei einer Versicherungssumme von je 1:

$$(\lambda_a - \lambda_{a+1})\varrho + (\lambda_{a+1} - \lambda_{a+2})\varrho^2 + \ldots\ldots + (\lambda_{a+h-} - \lambda_{a+h})\varrho^h$$
$$= \lambda_a.\varrho - \lambda_{a+1}.\varrho + \lambda_{a+1}.\varrho^2 - \lambda_{a+2}.\varrho^2 + \ldots\ldots + \lambda_{a+h-1}.\varrho^h - \lambda_{a+}.\varrho^h$$
$$= (\lambda_a + \lambda_{a+1}.\varrho + \ldots\ldots + \lambda_{a+h-1}.\varrho^{h-1})\varrho - (\lambda_{a+1}.\varrho + \lambda_{a+2}.\varrho^2 + \ldots\ldots$$
$$+ \lambda_{a+h-1}.\varrho^{h-1}) - \lambda_{a+h}.\varrho^h.$$

Dividirt man diese Gesammtleistung durch λ_a, so erhält man den gegenwärtigen Werth der Versicherung für den Einzelnen. Bezeichnen wir diesen mit ${}_hP_a$, so ist

$${}_hP_a = \frac{\lambda_a + \lambda_{a+1}.\varrho + \ldots\ldots + \lambda_{a+h-1}.\varrho^{h-1}}{\lambda_a}.\varrho$$
$$- \frac{\lambda_{a+1}.\varrho + \lambda_{a+2}.\varrho^2 + \ldots\ldots + \lambda_{a+h-1}.\varrho^{h-1}}{\lambda_a} - \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^h}{\lambda_a}.$$

Es ist ersichtlich, dass das erste Glied auf der rechten Seite dieser Gleichung einer vorschüssigen h Jahre laufenden Leibrente multiplicirt mit ϱ, und das zweite Glied ebenfalls einer solchen, wenn $\frac{\lambda_a}{\lambda_a} = 1$ hinzugefügt wird, gleichkommt.

Für den vorigen Ausdruck lässt sich demnach gleichfalls setzen

$${}_hP_a = {}_hR_a.\varrho - ({}_hR_a - 1) - \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^h}{\lambda_a}.$$

Multipliciren wir das letzte Glied auf der rechten Seite im Zähler und Nenner mit ϱ^a, so erhalten wir bei Anwendung von Regel 9:

$${}_hP_a = {}_hR_a.\varrho - {}_hR_a + 1 - \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^{a+h}}{\lambda_a.\varrho^a}$$

und nach Regel 10b:

$${}_hP_a = 1 - (1 - \varrho)_h R_a - \frac{D_{a+h}}{D_a}. \qquad (18)$$

(Beispiel 8.) Eine 40jährige Person will ihr Leben mit 1500 Thlrn. auf den Todesfall für 10 Jahre versichern. Wie viel hat dieselbe an einmaliger Prämie zu entrichten? (Taf. d. 17 engl. Gesellsch., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Für die Versicherungssumme von 1 haben wir in dem vorliegenden Fall:

$${}_{10}P_{40} = 1 - (1 - \varrho)_{10}R_{40} - \frac{D_{50}}{D_{40}}.$$

Nach Grundtafel I und Formel (11a) ist

$${}_{10}R_{40} = 8{,}210.$$
$$D_{50} = 12447.$$
$$D_{40} = 19866.$$

Ferner ist

$$1-\varrho=0{,}033816.$$

Mithin

$$_{10}P_{40} = 1-0{,}033816\times 8{,}210-\frac{12447}{19866} = 0{,}09582,$$

und die gesuchte einmalige Prämie also

$$1500 \times 0{,}09582 = 143{,}73 \text{ Thlr.}$$

e. Kapitalversicherung auf kurze Zeit mit jährlicher Prämienzahlung. Die jährliche Prämienzahlung für die nur h Jahre andauernde Versicherung auf den Todesfall ist selbstverständlich gleich einer vorschüssigen h Jahre dauernden Leibrente im Betrage der Prämie. Wird letztere durch $_hp_a$ bezeichnet, so ist der gegenwärtige Werth sämmtlicher Prämienzahlungen:

$$_hp_a \cdot {_hR_a},$$

und da dieser dem gegenwärtigen Werth der Bankleistung gleichkommen muss

$$_hp_a \cdot {_hR_a} = {_hP_a}$$

und

$$_hp_a = \frac{_hP_a}{_hR_a}. \qquad (19)$$

(Beispiel 9.) Wie viel würde die Jahresprämie für die im Beispiel 8 angeführte Versicherung betragen?

Für die Versicherungssumme 1 haben wir jetzt

$$_{10}p_{40} = \frac{_{10}P_{40}}{_{10}R_{40}}$$

und da (nach Beispiel 8)

$$_{10}P_{40} = 0{,}09582$$

$$_{10}R_{40} = 8{,}210,$$

so ist folglich

$$_{10}p_{40} = \frac{0{,}09582}{8{,}210} = 0{,}01167$$

und die gesuchte jährliche Prämie

$$1500\times 0{,}01167 = 17{,}505 \text{ Thlr.}$$

f. Aufgeschobene Versicherung auf den Todesfall (d. h. mit Carenzjahren, vergl. Cap. 19, S. 261). Da diese Versicherungscombination selten in der Praxis vorkommt, sollen hier nur für den technischen Gebrauch die bequemsten Berechnungsformeln derselben mitgetheilt wer-

den. Bezeichnen wir die einmalige Prämie durch ${}^{h}P_a$ und die jährliche durch ${}^{h}p_a$, so ist

$$ {}^{h}P_a = \frac{D_{a+h}}{D_a} . P_{a+h} {}^{*}). \qquad (20) $$

Und
$$ {}^{h}p_a = \frac{{}^{h}P_a}{R_a} \qquad (21) $$

oder auch
$$ {}^{h}p_a = \frac{\Sigma(D_{a+h})}{\Sigma(D_a)} . p_{a+h}. \qquad (21a) $$

2. **Kapitalversicherungen auf den Lebensfall** (vergl. Cap. 19, S. 263 und Cap. 20, S. 285).

a. Mit einmaliger Prämienzahlung. Nehmen wir an, dass λ_a Personen eine derartige Versicherung eingehen und zwar im Betrage von 1, zahlbar an diejenigen, welche nach h Jahren noch am Leben sind. Von λ_a leben nach h Jahren λ_{a+h}, somit hat die Gesellschaft nach h Jahren die Summe von λ_{a+h} auszuzahlen. Der gegenwärtige Werth derselben ist $\lambda_{a+h} . \varrho^h$.

Dividirt man diese Gesammtleistung durch λ_a, so erhält man den gegenwärtigen Werth (oder einmalige Prämie) der einzelnen Versicherung. Wird dieselbe durch ${}^{h}\mathfrak{P}_a$ bezeichnet, so ist

$$ {}^{h}\mathfrak{P}_a = \frac{\lambda_{a+h} . \varrho^h}{\lambda_a} $$

oder, wenn Zähler und Nenner mit ϱ^a multiplicirt werden:

$$ {}^{h}\mathfrak{P}_a = \frac{\lambda_{a+h} . \varrho^{a+h}}{\lambda_a . \varrho^a}. $$

oder
$$ {}^{h}\mathfrak{P}_a = \frac{D_{a+h}}{D_a}. \qquad (22) $$

---

*) Mit Hülfe der Wahrscheinlichkeitsrechnung kann man diese Formel leicht ableiten. Der Werth einer Versicherung auf den Todesfall, welche ein ajähriger nach h Jahren abschliesst, ist, wenn man die Sterblichkeit nicht berücksichtigt, $P_{a+h} . \varrho$. Aus dem Früheren (vgl. II. Abth. p. 185 ff.) wissen wir, dass die Wahrscheinlichkeit für eine ajährige Person nach einer gewissen Zeitlänge (h) noch zu leben, durch $\frac{\lambda_{a+h}}{\lambda_a}$ ausgedrückt wird. Das Product aus dieser Wahrscheinlichkeit (vgl. II. Abth. S. 184—185 über den Geldwerth einer durch Wahrscheinlichkeit bedingten Auszahlung) und $P_{a+h} . \varrho^h$ ist dann der gegenwärtige Werth einer h Jahre aufgeschobenen Kapitalversicherung auf den Todesfall. Mit Beibehaltung obiger Bezeichnung haben wir demnach

$$ {}^{h}P_a = \frac{\lambda_{a+h}}{\lambda_a} \varrho^h . P_{a+h} = \frac{\lambda_{a+h} \varrho^{a+h}}{\lambda_a . \varrho^a} . P_{a+h} = \frac{D_{a+h}}{D_a} . P_{a+h}. $$

Da die Versicherungen auf den Lebensfall meistens zur Kinderausstattung benutzt werden, und die sonst übliche Tafel der 17 engl. Gesellschaften erst mit dem 10. Lebensjahre anfängt, so lassen wir hier die zu der Kinderversicherung ohne und mit Rückgewähr nöthigen Grundrechnungen nach Farr's Tafeln (vergl. II. Abth., p. 230 ff.) und zu einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$ folgen. Zu den Lebensfallversicherungen für Erwachsene kann aber die Grundtafel I benutzt werden.

Taf. IV. Die Grundrechnung der Versicherung auf den Lebensfall für Kinder (männlichen Geschlechts) nach Farr's Mortalitätstafel und einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.	Summen der Lebenden vom höchsten (25.) Lebensalter an.	Discontirte Zahlen der Lebenden.	Summen der discontirten Zahlen der Lebenden von oben an.	Summen der Summen der discont. Zahlen der Lebenden von oben an.
a	$\Sigma(\lambda_a)$	D_a	$\Sigma(D_a)$	$\Sigma\Sigma(D_a)$
25	319442	135171	135171	135171
24	641781	141171	276342	411513
23	966988	147412	423754	835267
22	1295031	153902	577656	1412923
21	1625875	160648	738304	2151227
20	1959483	167660	905964	3057191
19	2295632	174850	1080814	4138005
18	2634101	182218	1263032	5401037
17	2974682	189773	1452805	6853842
16	3317191	197527	1650332	8504174
15	3661481	205503	1855835	10360009
14	4007450	213733	2069568	12429577
13	4355056	222261	2291829	14721406
12	4704328	231142	2522971	17244377
11	5055376	240449	2763420	20007797
10	5408407	250270	3013690	23021487
9	5763735	260715	3274405	26295892
8	6121797	271916	3546321	29842213
7	6483169	284035	3830356	33672569
6	6848494	297192	4127548	37800117
5	7218852	311831	4439379	42239496
4	7595929	328601	4767980	47007476
3	7982219	348411	5116391	52123867
2	8382724	373876	5490267	57614134
1	8810750	413552	5903819	63517953
0	9322495	511745	6415564	69933517

Taf. V. Die Grundrechnung der Versicherung auf den Lebensfall für Kinder (weiblichen Geschlechts),

nach Farr's Mortalitätstafel und einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.	Summen der Lebenden vom 25. Lebensalter an.	Discontirte Zahlen der Lebenden.	Summen der discontirten Zahlen der Lebenden von oben an.	Summen der Summen der discont. Zahlen der Lebenden von oben an.
a	$\Sigma(\lambda_a)$	D_a	$\Sigma(D_a)$	$\Sigma\Sigma(D_a)$
25	314603	133123	133123	133123
24	632195	139092	272215	405338
23	952739	145298	417513	822851
22	1276195	151750	569263	1392114
21	1602518	158453	727716	2119830
20	1931660	165416	893132	3012962
19	2263411	172562	1065694	4078656
18	2597562	179894	1245588	5324244
17	2933918	187419	1433007	6757251
16	3272303	195149	1628156	8385407
15	3612576	203106	1831262	10216669
14	3954638	211320	2042582	12259251
13	4298445	219831	2262413	14521664
12	4644017	228694	2491107	17012771
11	4991450	237972	2729079	19741850
10	5340928	247751	2976830	22718680
9	5692734	258131	3234961	25953641
8	6047264	269235	3504196	29457837
7	6405043	281211	3785407	33243244
6	6766637	294157	4079564	37322808
5	7133097	308549	4388113	41710921
4	7506153	325097	4713210	46424131
3	7888452	344812	5058022	51482153
2	8284774	369971	5427993	56910146
1	8707255	408194	5836187	62746333
0	9195510	488255	6324442	69070775

(Beispiel 10.) Ein Vater will durch eine einmalige Prämie seinen 2jährigen Sohn auf den Lebensfall mit 1000 Thlrn., zahlbar, wenn Letzterer sein 20. Lebensjahr erreicht, versichern. Wie viel beträgt die einmalige Prämie? (Farr's Taf., $3^1/_2{}^0/_0$.)

In dem vorliegenden Fall, und wenn die Versicherungssumme 1, haben wir

$${}^{18}\mathfrak{P}_2 = \frac{D_{20}}{D_2}.$$

Nach Grundtafel IV ist

$D_2 = 373876$

$D_{20} = 167660,$

somit $$^{18}\mathfrak{P}_2 = \frac{167660}{373876} = 0{,}44844,$$

und die gesuchte einmalige Prämie folglich

$$1000 \times 0{,}44844 = 448{,}44 \text{ Thlr.}$$

b. Mit jährlicher Prämienzahlung. Dieselbe bildet offenbar eine vorschüssige temporaire Leibrente, welche im Betrage der Prämie während der Aufschubszeit läuft. Bezeichnen wir diese Jahresprämie durch $^h\mathfrak{p}_a$, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen

$$^h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a,$$

folglich $$^h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a = {}^h\mathfrak{P}_a$$

und $$^h\mathfrak{p}_a = \frac{^h\mathfrak{P}_a}{_hR_a}. \tag{23}$$

Nach Formel (22) und (11a) können wir dafür setzen

$$^h\mathfrak{p}_a = \frac{\dfrac{D_{a+h}}{D_a}}{\dfrac{\Sigma(D_a) - \Sigma(D_{a+h})}{D_a}},$$

oder, wenn wir Zähler und Nenner mit D_a multipliciren

$$^h\mathfrak{p}_a = \frac{D_{a+h}}{\Sigma(D_a) - \Sigma(D_{a+h})}. \tag{23a}$$

(Beispiel 11.) Ein Vater will, dass seiner 1jährigen Tochter, bei Erreichung ihres 22. Lebensalters, ein Kapital von 500 Thlrn. ausgezahlt werden soll. Wie viel beträgt die jährliche Prämie während der Aufschubszeit? (Farr's Taf., $3\frac{1}{2}\%$.)

Für die Versicherungssumme 1 ist bei Anwendung von Formel (23a):

$$^{21}\mathfrak{p}_1 = \frac{D_{22}}{\Sigma(D_1) - \Sigma(D_{22})}.$$

Nach Grundtafel V ist

$$D_{22} = 151750$$
$$\Sigma(D_1) = 5836187$$
$$\Sigma(D_{22}) = 569263$$

somit $$^{21}\mathfrak{p}_1 = \frac{151750}{5836187 - 569263} = 0{,}02881$$

und die gesuchte Prämie

$$500 \times 0{,}02881 = 14{,}405 \text{ Thlr.}$$

c. Mit Rückgewähr der Prämien im Nichterlebungsfall (vgl. Cap. 19, S. 263).

a) Mit Rückgewähr der einmaligen Prämie (ohne Zinsen) bei dem stipulirten Zahlungstermin. Bei λ_a Versicherten im Betrage von je 1 hat die Bank nach h Jahren erstens die Summe von λ_{a+h} auszuzahlen; zweitens für jeden zwischen dem a und a+h Lebensalter von den λ_a Gestorbenen die einmalige Prämie, welche wir mit ${}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a$ bezeichnen wollen, *zurück* zu vergüten, somit im Ganzen nach h Jahren die Summe von

$$\lambda_{a+h} + (\lambda_a - \lambda_{a+h})^{h}\overset{P}{\mathfrak{P}}_a$$

auszuzahlen. Der gegenwärtige Werth dieser Gesammtleistung ist selbstverständlich gleich der Prämie für λ_a Versicherte, somit

$$\lambda_a.{}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \lambda_{a+h}.\varrho^h + (\lambda_a - \lambda_{a+h}).\varrho^h.{}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a$$

oder

$$\lambda_a.{}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a - (\lambda_a - \lambda_{a+h}).\varrho^h.{}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \lambda_{a+h}.\varrho^h$$

und mit Anwendung von Regel 10a:

$${}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a\left[\lambda_a - (\lambda_a - \lambda_{a+h}).\varrho^h\right] = \lambda_{a+h}.\varrho^h$$

oder

$${}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^h}{\lambda_a - (\lambda_a - \lambda_{a+h}).\varrho^h}.$$

Dividiren wir Zähler und Nenner durch ϱ^h, so erhalten wir

$${}^{h}\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \frac{\lambda_{a+h}}{\frac{\lambda_a}{\varrho^h} - (\lambda_a - \lambda_{a+h})}. \qquad (24)$$

(Beispiel 12.) Wie viel würde die einmalige Prämie für die im Beispiel 10 angeführte Versicherung betragen, wenn die Bank darauf einginge, dieselbe im Nichterlebungsfall bei dem stipulirten Zahlungstermin unverzinst zurückzuvergüten? (Farr's Taf., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Es ist hier bei Anwendung von Formel (24):

$${}^{18}\overset{R}{\mathfrak{P}}_2 = \frac{\lambda_{20}}{\frac{\lambda_2}{\varrho^{18}} - (\lambda_2 - \lambda_{20})}.$$

Nach Farr's Tafel (II. Abth., S. 231 ff.) ist

$$\lambda_2 = 400505$$
$$\lambda_{20} = 333608$$

und nach der Zinseszinstafel II

$$\varrho^{18} = 0,538361,$$

mithin

$$_{18}\overset{R}{\mathfrak{P}}_2 = \frac{333608}{\frac{400505}{0,538361} - (400505 - 333608)} = 0,49275$$

und die gesuchte Prämie

$$1000 \times 0,49275 = 492,75 \text{ Thlr.}$$

b) **Mit Rückgewähr der gezahlten Jahresprämien (ohne Zinsen) bei dem stipulirten Zahlungstermin.** Wäre die Jahresprämie 1, so hätte die Bank offenbar nach h Jahren für die im 1. Versicherungsjahre Gestorbenen die Summe von $(\lambda_a - \lambda_{a+1})$ auszufolgen, für die im 2. Jahre Gestorbenen $2(\lambda_{a+1} - \lambda_{a+2})$, für die im 3. Jahre $3(\lambda_{a+2} - \lambda_{a+3})$ und so ferner, bis endlich für die im vorletzten Jahre Gestorbenen $(h-1)(\lambda_{a+h-2} - \lambda_{a+h-1})$ und für die im letzten Versicherungsjahre $h(\lambda_{a+h-1} - \lambda_{a+h})$. Die Summe aller dieser Beträge wäre dann die Gesammtrückgewähr für λ_a Versicherte, nämlich

$$(\lambda_a - \lambda_{a+1}) + 2(\lambda_{a+1} - \lambda_{a+2}) + 3(\lambda_{a+2} - \lambda_{a+3}) + \ldots$$
$$+ (h-1)(\lambda_{a+h-2} - \lambda_{a+h-1}) + h(\lambda_{a+h-1} - \lambda_{a+h})$$
$$= (\lambda_a + \lambda_{a+1} + \lambda_{a+2} + \ldots + \lambda_{a+h-1}) - h.\lambda_{a+h},$$

und der gegenwärtige Werth derselben, da sie nach h Jahren geleistet wird:

$$(\Sigma(\lambda_a) - \Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^h - h.\lambda_{a+h}.\varrho^h,$$

wenn wir, der Kürze wegen, die Summen aller Lebenden vom Alter a und aufwärts bis zum höchsten Alter der angewandten Grundtafel durch $\Sigma(\lambda_a)$ und analog die Summen vom Alter a + h und aufwärts durch $\Sigma(\lambda_{a+h})$ bezeichnen.

Ist nun die Prämie nicht 1, sondern $_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a$, so ist der gegenwärtige Werth der Rückgewähr an λ_a Versicherte bei einer derartigen Jahresprämie

$$[(\Sigma(\lambda_a) - \Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^h - h.\lambda_{a+h}.\varrho^h]\,_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a.$$

Addiren wir hierzu den gegenwärtigen Werth der Summe von λ_{a+h}, welche nach h Jahren an die von den λ_a dann

noch Lebenden gezahlt wird, so haben wir die Gesammtleistung der Bank für λ_a Versicherungen. Dividiren wir diese durch λ_a, so erhalten wir

$$\frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^h - h\lambda_{a+h}.\varrho^h}{\lambda_a}.{}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a + \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^h}{\lambda_a},$$

oder wenn wir Zähler und Nenner mit ϱ^a multipliciren:

$$\frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} - h.\lambda_{a+h}.\varrho^{a+h}}{\lambda_a.\varrho^a}.{}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a + \frac{\lambda_{a+h}.\varrho^{a+h}}{\lambda_a.\varrho^a}$$

als den gegenwärtigen Werth jeder einzelnen Versicherung. Hierfür wird eine h Jahre andauernde Jahresprämie geleistet, deren gegenwärtiger Werth

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a.{}_hR_a$$

der Bankleistung gleichkommen muss. Es ist somit, da $\lambda_a.\varrho^a = D_a$ und $\lambda_{a+h}.\varrho^{a+h} = D_{a+h}$,

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a.{}_hR_a = \frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} - h.D_{a+h}}{D_a}.{}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a + \frac{D_{a+h}}{D_a}$$

und folglich auch

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a.{}_hR_a - \frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} - h.D_{a+h}}{D_a}.{}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a = \frac{D_{a+h}}{D_a}.$$

Oder bei Anwendung von Regel 10a

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a\left\{{}_hR_a - \frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} - h.D_{a+h}}{D_a}\right\} = \frac{D_{a+h}}{D_a}$$

und mit Berücksichtigung von Formel (11a):

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a = \frac{\frac{D_{a+h}}{D_a}}{\frac{\Sigma(D_a)-\Sigma(D_{a+h})}{D_a} - \frac{(\Sigma(\lambda_a)-\Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} - h.D_{a+h}}{D_a}}$$

Multipliciren wir Zähler und Nenner mit D_a, so erhalten wir nach Regel 9:

$${}_h\overset{R}{\mathfrak{p}}_a = \frac{D_{a+h}}{\Sigma(D_a) - \Sigma(D_{a+h}) - (\Sigma(\lambda_a) - \Sigma(\lambda_{a+h}))\varrho^{a+h} + h.D_{a+h}}. \quad (25)$$

(Beispiel 13.) Wie viel würde die jährliche Prämie betragen, um einem 3jährigen Knaben bei Erfüllung seines 23. Lebensjahres 1200 Thaler zu sichern, wenn die Bank im Nichterlebungsfall sämmtliche bis zum Tode geleisteten Jahresprämien unverzinst beim stipulirten Zahlungstermin zurückerstatten soll? (Farr's Taf., $3\frac{1}{2}$ %.)

Es ist hier, wenn die Versicherungssumme 1 wäre,

$$ {}_{20}\overset{R}{\mathfrak{p}}_8 = \frac{D_{28}}{\Sigma(D_8)-\Sigma(D_{28})-(\Sigma(\lambda_8)-\Sigma(\lambda_{28}))\varrho^{28}+20D_{28}}. $$

Und nach Grundtafel IV

$$ D_{28} = 147412 \qquad \Sigma(\lambda_8) = 7982219 $$
$$ \Sigma(D_8) = 5116391 \qquad \Sigma(\lambda_{28}) = 966988, $$
$$ \Sigma(D_{28}) = 423754 $$

ferner nach der Zinseszinstafel II

$$ \varrho^{28} = 0,453286. $$

Somit

$$ {}_{20}\overset{R}{\mathfrak{p}}_8 = \frac{147412}{5116391-423754-(7982219-966988)\times 0,453286+20\times 147412} $$
$$ = 0,03304 $$

und die gesuchte Jahresprämie

$$ 1200 \times 0,03304 = 39,648 \text{ Thlr.} $$

Es giebt ausser den bereits entwickelten noch zwei übliche Rückgewährsmodi in der Kapitalversicherung auf den Lebensfall. Wegen Mangel an Raum beschränken wir uns aber bloss auf die Berechnungsformeln derselben, die unten folgen.

c) Mit sofortiger Rückgewähr der einmaligen Prämie unverzinst bei dem etwa vor dem Zahlungstermin eintretenden Tod des Versicherten:

$$ {}_h\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \frac{{}_h\mathfrak{P}_a}{1-{}_hP_a}, \tag{26} $$

oder

$$ {}_h\overset{R}{\mathfrak{P}}_a = \frac{D_{a+h}}{D_{a+h}+(1-\varrho)\,(\Sigma(D_a)-\Sigma(D_{a+h}))}. \tag{26a} $$

(Beispiel 14.) Eine 25jährige Person will gegen eine einmalige Prämie sich auf den Lebensfall mit 1000 Thlr. versichern, zahlbar nach 15 Jahren. Sollte sie aber vor der Zeit sterben, so hat die Bank ihren Rechtsnachfolgern sofort nach ihrem Tode die Prämie unverzinst zurückzuzahlen. Wie viel beträgt die einmalige Prämie? (Taf. der 17 engl. Gesellsch. $3\frac{1}{2}$ %.)

Wir haben im vorliegenden Fall, bei einer Versicherungssumme von 1, mit Anwendung von Formel (26a):

$$ {}_{15}\overset{R}{\mathfrak{P}}_{25} = \frac{D_{40}}{D_{40}+(1-\varrho)\,(\Sigma(D_{25})-\Sigma(D_{40}))}. $$

Es ist

$$D_{40} = 19866 \qquad 1-\varrho = 0{,}033816$$
$$\Sigma(D_{25}) = 768748 \qquad \Sigma(D_{40}) = 338820$$

mithin

$${}_{15}\overset{R}{\mathfrak{P}}_{25} = \frac{19866}{19866 + 0{,}033816 \times (768748 - 338820)}$$
$$= 0{,}57743$$

und die gesuchte Prämie folglich

$$1000 \times 0{,}57743 = 577{,}43 \text{ Thlr.}$$

d) **Mit sofortiger Rückgewähr der bereits gezahlten Jahresprämien unverzinst bei dem etwa vor dem Zahlungstermin eintretenden Tod des Versicherten.**

$${}_{h}\overset{R}{\mathfrak{p}}_{a} = \frac{D_{a+h}}{h.D_{a+h} + (1-\varrho)\left(\Sigma\Sigma(D_a) - \Sigma\Sigma(D_{a+h}) - h.\Sigma(D_{a+h})\right)}, \quad (27)$$

wobei

$$\Sigma\Sigma(D_a) = \Sigma(D_a) + \Sigma(D_{a+1}) + \Sigma(D_{a+2}) + \ldots\ldots$$

analog

$$\Sigma\Sigma(D_{a+h}) = \Sigma(D_{a+h}) + \Sigma(D_{a+h+1}) + \Sigma(D_{a+h+2}) + \ldots\ldots$$

(Beispiel 15.) Wie viel würde die jährliche Prämie für die im Beispiel 13 angeführte Versicherung betragen, wenn die Bank im Nichterlebungsfalle die Rückgewähr der geleisteten Prämien nicht bei dem stipulirten Zahlungstermin, sondern sofort nach dem Tode des Versicherten zu zahlen hätte? (Tafel und Zinsfuss die nämlichen.)

Es ist hier

$${}_{20}\overset{R}{\mathfrak{p}}_{3} = \frac{D_{23}}{20D_{23} + (1-\varrho)\left(\Sigma\Sigma(D_3) - \Sigma\Sigma(D_{23}) - 20\Sigma(D_{23})\right)}$$

und da

$$D_{23} = 147412 \qquad \Sigma(D_{23}) = 423754$$
$$\Sigma\Sigma(D_3) = 52123867 \qquad 1-\varrho = 0{,}033816,$$
$$\Sigma\Sigma(D_{23}) = 835267$$

so ist folglich

$${}_{20}\overset{R}{\mathfrak{p}}_{3} = \frac{147412}{20 \times 147412 + 0{,}033816 \times (52123867 - 835267 - 20 \times 423754)}$$
$$= 0{,}03353$$

und die gesuchte Prämie

$$1200 \times 0{,}03353 = 40{,}236 \text{ Thlr.}$$

3. **Gemischte Kapitalversicherung** (vgl. C. 19, S. 265 ff.).

a) Auf bestimmte Zeit aufgeschoben im Lebensfall, aber sofort zahlbar nach dem Todesfall des Versicherten.

α) Mit einmaliger Prämienzahlung. Die Bankleistung besteht bei diesem Modus offenbar aus einer kurzen Versicherung auf h Jahre und einer h Jahren aufgeschobenen auf den Lebensfall. Sei die einmalige Prämie für eine ajährige Person, bei einer Versicherungssumme von 1 durch ${}_h\mathfrak{P}_a$ ausgedrückt, so hat man also

$$ {}_h\mathfrak{P}_a = {}_hP_a + {}^h\mathfrak{P}_a \qquad (28)$$

oder, da nach Formel (18) ${}_hP_a = 1-(1-\varrho)_hR_a - \frac{D_{a+h}}{D_a}$

und nach Formel (22) ${}^h\mathfrak{P}_a = \frac{D_{a+h}}{D_a}$,

$$ {}_h\mathfrak{P}_a = (1-\varrho)\ {}_hR_a - \frac{D_{a+h}}{D_a} + \frac{D_{a+h}}{D_a}.$$

Die beiden letzten Glieder rechts heben sich auf, man hat also auch:

$$ {}_h\mathfrak{P}_a = 1-(1-\varrho)\ {}_hR_a. \qquad (28a)$$

(Beispiel 16.) Eine 32jährige Person will gegen eine einmalige Prämie eine gemischte Kapitalversicherung auf ihr Leben, im Betrage von 500 Thlrn., eingehen, und zwar in der Weise, dass diese Summe nach 15 Jahren ausgezahlt werden soll, oder sofort bei ihrem früher eintretenden Tode. Wie viel beträgt die einmalige Prämie? (Tafel der 17 engl. Gesellsch., $3\frac{1}{2}\,^0/_0$.)

In diesem Falle haben wir bei Anwendung von Formel (28a):

$$ {}_{15}\mathfrak{P}_{32} = 1-(1-\varrho)_{15}R_{32}$$

Mit Hülfe von Grundtafel I und Formel (11a) finden wir ${}_{15}R_{32} = 11{,}223$, somit, da $1-\varrho = 0{,}033816$

$$ {}_{15}\mathfrak{P}_{32} = 1-0{,}033816 \times 11{,}223 = 0{,}62048$$

und die gesuchte Prämie

$$500 \times 0{,}62048 = 310{,}24 \text{ Thlr.}$$

β) Mit jährlicher Prämienzahlung. Dieselbe ist gleich einer vorschüssigen temporairen Rente, welche während der Versicherungsdauer läuft. Ist diese h Jahre und die

Prämie wird durch ${}_h\mathfrak{p}_a$ bezeichnet, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen

$${}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a,$$

und da diese der Bankleistung gleich sein muss

$${}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a = {}_h\mathfrak{P}_a$$

und ferner

$${}_h\mathfrak{p}_a = \frac{{}_h\mathfrak{P}_a}{{}_hR_a}. \tag{29}$$

Oder, da ${}_h\mathfrak{P}_a = 1-(1-\varrho){}_hR_a$,

$${}_h\mathfrak{p}_a = \frac{1-(1-\varrho){}_hR_a}{{}_hR_a} = \frac{1}{{}_hR_a} - \frac{(1-\varrho){}_hR_a}{{}_hR_a}$$

und was dasselbe ist

$${}_h\mathfrak{p}_a = \frac{1}{{}_hR_a} - (1-\varrho). \tag{29a}$$

(Beispiel 17.) Wie viel beträgt die jährliche Prämie einer gemischten Kapitalversicherung im Betrage von 1000 Thlr. für eine 35jährige Person, wenn die Versicherungssumme bei Vollendung ihres 85. Lebensjahres oder sofort nach dem etwa früher eintretenden Tode derselben ausgezahlt werden soll? (Taf. d. 17 engl. Gesellsch., $3\frac{1}{2}$%.)

Es ist hier bei Anwendung von Formel (29a)

$${}_{50}\mathfrak{p}_{35} = \frac{1}{{}_{50}R_{35}} - (1-\varrho).$$

Mit Hülfe der Grundtafel I und Formel 11a finden wir ${}_{50}R_{35} = 18{,}224$, demnach, da $1-\varrho = 0{,}033816$

$${}_{50}\mathfrak{p}_{35} = \frac{1}{18{,}224} - 0{,}033816 = 0{,}02106,$$

und die gesuchte Prämie

$$1000 \times 0{,}02106 = 21{,}06 \text{ Thlr.}$$

Auf diese Weise sind die nachfolgenden Jahresprämien für die üblichsten Zahlungstermine berechnet worden.

Taf. VI. Nettoprämien der gemischten Kapitalversicherung von 100, nach der Tafel der 17 engl. Gesellschaften und einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$,

mit Auszahlung des versicherten Kapitals sofort nach dem Tode des Versicherten oder beim Erleben des

Alter.	85.Lebnsj.	70.Lebnsj.	65.Lebnsj.	60.Lebnsj.	55.Lebnsj.	50.Lebnsj.
15	1,234	1,323	1,404	1,531	1,717	1,984
16	1,261	1,352	1,441	1,575	1,773	2,058
17	1,290	1,389	1,491	1,623	1,833	2,138
18	1,319	1,424	1,521	1,673	1,896	2,223
19	1,351	1,461	1,564	1,725	1,964	2,315
20	1,383	1,498	1.608	1,780	2,035	2,412
21	1,417	1,539	1,657	1,839	2,112	2,518
22	1,453	1,582	1,707	1,901	2,194	2,631
23	1 490	1,627	1,759	1,967	2,280	2,753
24	1,529	1,674	1,815	2,037	2,373	2,885
25	1,570	1,723	1,874	2,111	2,472	3,028
26	1,612	1,776	1,936	2,190	2,580	3,184
27	1,657	1,831	2,002	2,274	2,694	3,354
28	1,704	1,889	2,072	2,364	2,819	3,541
29	1,754	1,951	2,147	2,461	2,954	3,746
30	1,804	2,015	2,224	2,563	3,099	3,970
31	1,858	2,083	2,308	2,673	3,257	4,222
32	1,916	2,156	2,398	2,792	3,429	4,500
33	1,976	2,233	2,493	2,921	3,618	4.813
34	2,040	2,316	2,596	3,061	3,829	5,170
35	2,106	2,401	2,704	3,209	4,056	5,567
36	2.175	2,494	2 822	3,371	4,309	
37	2,248	2,592	2,947	3,550	4,591	
38	2,327	2,698	3,083	3,743	4,907	
39	2,412	2.811	3,231	3,960	5,265	
40	2,500	2,934	3,391	4,196	5,673	
41	2,595	3,063	3,565	4,460		
42	2,694	3,203	3,754	4,751		
43	2,797	3,353	3,961	5,077		
44	2,912	3,517	4,189	5,446		
45	3,032	3,694	4,439	5,863		
46	3,159	3,886	4,716			
47	3 302	4,092	5,020			
48	3,432	4,319	5,363			
49	3,587	4,564	5,746			
50	3,745	4,836	6,176			
51	3,918	5,130				
52	4 092	5,448				
53	4,289	5,816				
54	4,486	6,219				
55	4,699	6,664				
56	4,931					
57	5,177					
58	5,436					
59	5,716					
60	6,015					

b) Gemischte Kapitalversicherung, unbedingt zahlbar nach bestimmter Zeit.

a) Mit einmaliger Prämienzahlung. Dieselbe ist offenbar, da weder der Tod noch das Erleben des Versicherten in Betracht kommen, gleich der Versicherungssumme, um die Versicherungsdauer abgezinst. Mithin, wenn die Dauer h Jahre und die Versicherungssumme 1, die einmalige Prämie $\quad {}_h\mathfrak{P} = \varrho^h.$ (30)

b) Mit jährlicher Prämienzahlung. Diese *bildet* eine während der Versicherungsdauer laufende vorschüssige Rente im Betrage der Prämie. Es ist somit, wenn der Versicherte a Jahre alt, die Versicherungssumme 1 und die Prämie durch ${}_h\mathfrak{p}_a$ bezeichnet wird, der gegenwärtige Werth der Prämienzahlungen

$${}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a$$

und da die Bankleistung, wie oben ϱ^h

$${}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a = \varrho^h$$

oder

$${}_h\mathfrak{p}_a = \frac{\varrho^h}{{}_hR_a}. \tag{31}$$

(Beispiel 18.) Eine 40jährige Person will ihr Leben im Betrage von 5000 Thlr. derart versichern, dass die Summe, unbedingt, ob sie am Leben ist oder nicht, nach 20 Jahren zur Auszahlung gelangt. Wie viel beträgt die jährliche Prämie, zahlbar während 20 Jahren, wenn der Versicherte so lange lebt, sonst mit dem frühern Tode desselben aufhörend? (Taf. d. 17 engl. Gesellsch., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Für den gegenwärtigen Fall ist

$${}_{20}\mathfrak{p}_{40} = \frac{\varrho^{20}}{{}_{20}R_{40}}.$$

Nach Formel (11a) und mit Hülfe der Grundtafel I erhalten wir $\quad {}_{20}R_{40} = 13{,}197$

und nach der Zinseszinstabelle II

$$\varrho^{20} = 0{,}502566,$$

somit

$${}_{20}\mathfrak{p}_{40} = \frac{0{,}502566}{13{,}197} = 0{,}03808,$$

und die gesuchte Prämie

$$5000 \times 0{,}03808 = 190{,}4 \text{ Thlr.}$$

DREIUNDZWANZIGSTES CAPITEL.

Die mathematische Berechnung der Prämien für die Versicherungen verbundener Leben, sowie der Jahrestheilprämien.

1. Sofort beginnende (vorschüssige) Verbindungsrente. (Vergleiche Capitel 19, Seite 255.) Aus dem Früheren wissen wir bereits, dass die Wahrscheinlichkeit für eine a jährige Person nach Verlauf eines Jahres noch am Leben zu sein, durch $\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a}$ ausgedrückt wird, analog die für eine bjährige durch $\frac{\lambda_{b+1}}{\lambda_b}$; ebenso, dass die Wahrscheinlichkeit für das Zusammentreffen zweier Ereignisse gleich dem Producte aus den einzelnen betreffenden Wahrscheinlichkeiten ist (vergl. II. Abth. S. 184). Wir erhalten demnach als Wahrscheinlichkeit, dass eine ajährige und bjährige Person nach 1 Jahre beide noch am Leben sind: $\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+1}}{\lambda_b}$,

sowie nach 2 Jahren: $\frac{\lambda_{a+2}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+2}}{\lambda_b}$,

dann nach 3 Jahren: $\frac{\lambda_{a+3}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+3}}{\lambda_b}$ etc.

Würden nun eine ajährige und eine bjährige Person sich eine vorschüssige Verbindungsrente, d. h. eine sofort beginnende, pränumerando zahlbare Leibrente für zwei Personen, die nur so lange läuft, als beide noch am Leben sind, und zwar im Betrage von 1, erwerben, so hätten wir als „mathematische Hoffnungen“ (vgl. II. Abthl. p. 184 ff.) der nach 1, 2, 3,..... Jahren fälligen Rentenauszahlungen:

$$\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+1}}{\lambda_b}, \frac{\lambda_{a+2}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+2}}{\lambda_b}, \frac{\lambda_{a+3}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+3}}{\lambda_b}, \text{ etc.,}$$

deren gegenwärtige Werthe

$$\frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+1}}{\lambda_b} \cdot \varrho, \frac{\lambda_{a+2}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+2}}{\lambda_b} \cdot \varrho^2, \frac{\lambda_{a+3}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+3}}{\lambda_b} \cdot \varrho^3, \text{ etc.}$$

Summiren wir diese Beträge und addiren zu denselben den sofort beim Abschluss der Versicherung fälligen Rentenbetrag $1 = \frac{\lambda_a}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_b}{\lambda_b}$, so erhalten wir offenbar die vorschüssige Verbindungsrente von 1. Bezeichnen wir diese mit $R_{a,b}$, so ist

$$R_{a,b} = \frac{\lambda_a}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_b}{\lambda_b} + \frac{\lambda_{a+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+1}}{\lambda_b} \cdot \varrho + \frac{\lambda_{a+2}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+2}}{\lambda_b} \cdot \varrho^2 + \ldots$$

$$= \frac{\lambda_a \cdot \lambda_b + \lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} \cdot \varrho + \lambda_{a+2} \cdot \lambda_{b+2} \cdot \varrho^2 + \ldots\ldots}{\lambda_a \cdot \lambda_b} \quad (32)$$

oder, wenn wir Zähler und Nenner mit ϱ^a multipliciren:

$$R_{a,b} = \frac{\lambda_a \cdot \lambda_b \cdot \varrho^a + \lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} \cdot \varrho^{a+1} + \lambda_{a+2} \cdot \lambda_{b+2} \cdot \varrho^{a+2} + \ldots\ldots}{\lambda_a \lambda_b \cdot \varrho^a}$$

und da

$$\lambda_a \cdot \varrho^a = D_a, \lambda_{a+1} \cdot \varrho^{a+1} = D_{a+1} \text{ etc.}$$

$$R_{a,b} = \frac{D_a \cdot \lambda_b + D_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} + D_{a+2} \cdot \lambda_{b+2} + \ldots\ldots}{D_a \cdot \lambda_b \cdot}$$

Bezeichnen wir endlich $D_a \cdot \lambda_b + D_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} + \ldots\ldots$ durch $\Sigma(D_a \cdot \lambda_b)$, dann ist

$$R_{a,b} = \frac{\Sigma(D_a \cdot \lambda_b)}{D_a \cdot \lambda_b} \cdot \quad (32a)$$

Zu der Prämienberechnung für verbundene Leben hat man nicht eine, sondern sehr viele Grundtafeln nöthig, da für jede beliebige Altersdifferenz zweier Leben, eine besondere construirt werden muss. Es würde uns viel zu weit führen, wollten wir alle die auf zwei Leben, wenn auch nur nach einer Mortalitätstafel und zu einem bestimmten Zinsfuss basirten Grundrechnungen mittheilen; wir beschränken uns desshalb darauf, nur einige Bruchstücke solcher Tafeln zu geben, nach deren Form alle anderen Grundtafeln für Verbindungsrenten jeder beliebigen Altersdifferenz berechnet werden können.

Die Berechnungsweise der folgenden Tafeln geht zur Genüge aus den Köpfen derselben hervor. Die discontirten Zahlen der Lebenden (log. D_a), sowie deren Logarithmen, sind der Grundtafel I (pag. 306) entnommen.

Taf. VII. Grundrechnung (mittelst Logarithmen) der vorschüssigen Verbindungsrente zweier Leben bei einer Altersdifferenz von 9 Jahren,

nach der Mortalitätstafel der 17 engl. Gesellschaften und einem Zinsfuss von $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.	Logarithmen der Zahlen der Lebenden des jüngern Alters.	Logarithmen der discontirten Zahlen der Lebenden des höhern Alters.	Logarithmen der discontirten Zahlen der Paare.	Discontirte Zahlen der Paare.	Summen der discontirten Zahlen der Paare von oben an.	Logarithmen der Summen der discontirten Zahlen der Paare von oben an.	Logarithmen der vorschüssigen Verbindungsrente von 1.	Vorschüssige Verbindungsrente von 1.
a, b	$\log.\lambda_b$	$\log.D_a$	$\log.D_a.\lambda_b = \log.D_a + \log.\lambda_b$.	$D_a.\lambda_b$	$\Sigma(D_a.\lambda_b)$	$lg.\Sigma(D_a.\lambda_b)$	$\log.R_{a,b} = lg.\Sigma(D_a.\lambda_b) - \log.D_a.\lambda_b$	$R_{a,b}$
99 90	3,1202448	0,5209103—2	1,6411551	43,768	43,768	1,6411551	0,0000000	1,000
98 89	3,2704459	0,1379106 1	2,4083565	256,07	299,84	2,4768896	0,0685331	1,171
97 88	3,4043205	0,6647343—1	3,0690548	1172,3	1472,1	3,1679373	0,0988825	1,256
96 87	3,5247854	0,1339329	3,6587183	4557,4	6029,5	3,7802813	0,1215630	1,323
95 86	3,6340740	0,5300615	4,1641355	14593	20623	4,3143518	0,1502163	1,413
94 85	3,7337588	0,8604296	4,5941884	39282	59905	4,7774631	0,1832747	1,525
93 84	3,8251014	1,1407518	4.9658532	92439	152344	5,1828254	0,2169722	1,648
92 83	3,9091279	1,3813673	5,2904952	195207	347551	5,5410186	0,2505234	1,780
91 82	3,9865030	1,5907976	5,5773006	377834	725385	5,8605686	0,2832680	1,920
90 81	4,0578182	1,7756178	5,8334360	681453	1406838	6,1482441	0,3148081	2,065

u. s. w.

Taf. VIII. Grundrechnung (ohne Logarithmen) der vorschüssigen Verbindungsrente zweier Leben bei einer Altersdifferenz von 11 Jahren,

nach der Mortalitätstafel der 17 engl. Gesellschaften und einem Zinsfuss von $3^1/_2$%.

Alter.	Zahlen der Lebenden des jüngeren Alters.	Discontirte Zahlen der Lebenden des höhern Alters. (Nach Grundtafel I)	Discontirte Zahlen der Paare.	Summen der discontirten Zahlen der Paare von oben an.	Vorschüssige Verbindungsrente von 1.
a, b	λ_b	D_a	$D_a.\lambda_b$	$\Sigma(D_a.\lambda_b)$	$R_a = \frac{\Sigma(D_a.\lambda_b)}{D_a.\lambda_b}$
99 88	2537	0,03318	84,178	84,178	1,000
98 87	3348	0,1374	460,02	544,20	1,183
97 86	4306	0,4621	1989,8	2534,0	1,273
96 85	5417	1,3612	7373,6	9907,6	1,344
95 84	6685	3,3889	22655	32563	1,437
94 83	8112	7,2515	58824	91387	1,554
93 82	9694	13,828	134049	225436	1,682
92 81	11424	24,064	274907	500343	1,820
91 80	13290	38,976	517991	1018334	1,966

u. s. w.

Wir lassen noch die Nettoprämien der vorschüssigen Verbindungsrente für zwei Leben nach zwei verschiedenen Mortalitätstafeln und einer Altersdifferenz von resp. 10 und 5 Jahren folgen.

Taf. IX. Gegenwärtige Werthe der vorschüssigen Verbindungsrente von 1, bei einer Altersdifferenz von 10 Jahren, nach der Taf. d. 17 engl. Gesellsch. und zu $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.		Alter.		Alter.		Alter.		Alter.	
15,25	17,766	30,40	14,892	45,55	10,693	60,70	6,166	75,85	2,894
16,26	17,611	31,41	14,653	46,56	10,382	61,71	5,897	76,86	2,726
17,27	17,451	32,42	14,405	47,57	10,069	62,72	5,634	77,87	2,562
18,28	17,287	33,43	14,151	48,58	9,755	63,73	5,379	78,88	2,401
19,29	17,117	34,44	13,891	49,59	9,442	64,74	5,131	79,89	2,244
20,30	16,943	35,45	13,623	50,60	9,130	65,75	4,890	80,90	2,092
21,31	16,763	36,46	13,350	51,61	8,818	66,76	4,656	81,91	1,944
22,32	16,578	37,47	13,073	52,62	8,508	67,77	4,431	82,92	1,801
23,33	16,388	38,48	12,790	53,63	8,201	68,78	4,213	83,93	1,666
24,34	16,192	39,49	12,504	54,64	7,897	69,79	4,004	84,94	1,540
25,35	15,991	40,50	12,212	55,65	7,596	70,80	3,802	85,95	1,426
26,36	15,784	41,51	11,916	56,66	7,300	71,81	3,608	86,96	1,334
27,37	15,571	42,52	11,616	57,67	7,009	72,82	3,422	87,97	1,265
28,38	15,351	43,53	11,311	58,68	6,722	73,83	3,241	88,98	1,178
29,39	15,125	44,54	11,003	59,69	6,441	74,84	3,065	89,99	1,000

Taf. X. Gegenwärtige Werthe der vorschüssigen Verbindungsrente bei einer Altersdifferenz von 5 Jahren, nach Deparcieux' Mortalitätstafel und zu $3^1/_2{}^0/_0$.

Alter.		Alter.		Alter.		Alter.		Alter.	
3, 8	17,510	21,26	16,583	39,44	13,473	57,62	8,291	75,80	3,478
4, 9	17,854	22,27	16,462	40,45	13,194	58,63	8,003	76,81	3,293
5,10	18,052	23,28	16,338	41,46	12,902	59,64	7,701	77,82	3,130
6,11	18,155	24,29	16,210	42,47	12,617	60,65	7,383	78,83	2,964
7,12	18,172	25,30	16,079	43,48	12,318	61,66	7,065	79,84	2,770
8,13	18,154	26,31	15,943	44,49	12,025	62,67	6,749	80,85	2,596
9,14	18,121	27,32	15,804	45,50	11,718	63,68	6,448	81,86	2,437
10,15	18,048	28,33	15,660	46,51	11,416	64,69	6,151	82,87	2,316
11,16	17,934	29,34	15,511	47,52	11,137	65,70	5,858	83,88	2,150
12,17	17,796	30,35	15,358	48,53	10,845	66,71	5,568	84,89	1,969
13,18	17,653	31,36	15,199	49,54	10,557	67,72	5,300	85,90	1,793
14,19	17,505	32,37	15,035	50,55	10,274	68,73	5,040	86,91	1,630
15,20	17,351	33,38	14,843	51,56	9,994	69,74	4,792	87,92	1,495
16,21	17,213	34,39	14,644	52,57	9,719	70,75	4,561	88,93	1,351
17,22	17,091	35,40	14,436	53,58	9,449	71,76	4,314	89,94	1,000
18,23	16,965	36,41	14,220	54,59	9,168	72,77	4,088		
19,24	16,835	37,42	13,995	55,60	8,889	73,78	3,877		
20,25	16,701	38,43	13,740	56,61	8,597	74,79	3,663		

Wegen der geringen praktischen Bedeutung der aufgeschobenen und temporairen Verbindungsrenten, geben wir hier nur die Berechnungsformeln derselben.

2. **Aufgeschobene Verbindungsrente** durch einmalige Prämie. Bezeichnen wir diese mit ${}^{h}R_{a,b}$, so ist

$$ {}^{h}R_{a,b} = \frac{\Sigma(D_{a+h}.\lambda_{b+h})}{D_a.\lambda_b} \qquad (33)$$

oder

$$ {}^{h}R_{a,b} = \frac{D_{a+h}.\lambda_{b+h}}{D_a.\lambda_b}.R_{a+h,b+h}. \qquad (33a)$$

3. **Temporaire Verbindungsrente.** Wird dieselbe durch ${}_{h}R_{a\cdot b}$ bezeichnet, so haben wir

$$ {}_{h}R_{a,b} = R_{a,b} - {}^{h}R_{a,b} \qquad (34)$$

oder

$$ {}_{h}R_{a,b} = \frac{\Sigma(D_a.\lambda_b) - \Sigma(D_{a+h}.\lambda_{b+h})}{D_a.\lambda_b}. \qquad (34a)$$

4. **Aufgeschobene Verbindungsrente** durch Jahresprämien. Die Jahresprämie sei ${}^{h}p_{a,b}$.

$$ {}^{h}p_{a,b} = \frac{{}^{h}R_{a,b}}{{}_{h}R_{a,b}} \qquad (35)$$

oder

$$ {}^{h}p_{a,b} = \frac{\Sigma(D_{a+h}.\lambda_{b+h})}{\Sigma(D_a.\lambda_b) - \Sigma(D_{a+h}.\lambda_{b+h})} \qquad (35a)$$

5. **Sofort beginnende Leibrente für zwei Personen** (A und B) zahlbar bis zum Tode des Letztsterbenden. Diese Rente ist offenbar gleich einer lebenslänglichen Leibrente für A und einer desgleichen für B, weniger der Verbindungsrente, da nämlich so lange die zwei Personen zusammen leben, die Leibrente nicht im doppelten, sondern nur im einfachen Betrage ausgefolgt wird. Wird die fragliche (vorschüssige) Rente im Betrage von 1 mit $\underset{1}{R_{a,b}}$ bezeichnet, so ist

$$ \underset{1}{R_{a,b}} = R_a + R_b - R_{a,b}. \qquad (36)$$

(Beispiel 19.) Wie viel würde eine derartige Leibrente im Betrage von 500 Thlr. jährlich für zwei Personen im Alter von resp. 60 und 65 Jahren kosten? (Deparcieux's Taf. $3^1/_2{}^0/_0$.) Es ist hier

$$ \underset{1}{R_{65,60}} = R_{65} + R_{60} - R_{65,60}$$

Nach Tafel II haben wir, da die Rente vorschüssig ist:

$$R_{65} = 9,314,$$
$$R_{60} = 11,104$$

und nach Tafel X:

$$R_{65,60} = 7,383, \text{ mithin}$$
$$\underset{1}{R}_{65,60} = 9,314+11,104-7,383 = 13,035,$$

und die gesuchte Prämie folglich

$$500 \times 13,035 = 6517,5 \text{ Thlr.}$$

Wäre die Rente nachschüssig, hätten wir offenbar nur den sofort beim Abschluss der Versicherung zahlbaren ersten Rentenbetrag = 500 in Abzug zu bringen und hätten dann als Prämie

$$6517,5-500 = 6017,5 \text{ Thlr.}$$

6. **Gegenseitige Ueberlebensrente** durch einmalige Prämie. (Vergl. Capitel 19, Seite 257.) Dieselbe ist offenbar gleich der sofort beginnenden, bis zum Tode des Letztsterbenden zahlbaren Rente, weniger der Verbindungsrente. Es ist demnach, wenn die einmalige Prämie für eine gegenseitige Ueberlebensrente im Betrage von 1 durch $\underset{g}{R}_{a,b}$ bezeichnet wird,

$$\underset{g}{R}_{a,b} = \underset{1}{R}_{a,b} - R_{a,b} \qquad (37)$$

oder da

$$\underset{1}{R}_{a,b} = R_a + R_b - R_{a,b}$$

$$\underset{g}{R}_{a,b} = R_a + R_b - 2R_{a,b}. \qquad (37a)$$

(Beispiel 20.) Wie viel hätten die im Beispiel 19 angeführten Personen an einmaliger Prämie für eine gegenseitige Ueberlebensrente in demselben Betrage zu zahlen? (Tafel und Zinsfuss dieselben.) Im vorliegenden Fall haben wir nach Formel (37):

$$\underset{g}{R}_{65,60} = \underset{1}{R}_{65,60} - R_{65,60}.$$

Es war (Beispiel 19):

$$\underset{1}{R}_{65,60} = 13,035,$$
$$R_{65,60} = 7,383,$$

somit

$$\underset{g}{R}_{65,60} = 13,035-7,383 = 5,652$$

und die gesuchte Prämie

$$500 \times 5{,}652 = 2826 \text{ Thlr.}$$

7. **Gegenseitige Ueberlebensrente** durch Jahresprämien. Diese bilden eine vorschüssige Verbindungsrente im Betrage der Prämien, da dieselben nur so lange an die Bank entrichtet werden, als beide Personen zusammen leben. Ist die Jahresprämie $\underset{g}{p_{a,b}}$, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen $\underset{g}{p_{a,b}} . R_{a,b}$, und da dieser der Bankleistung gleichkommen muss:

$$\underset{g}{p_{a,b}} . R_{a,b} = \underset{g}{R_{a,b}}$$

und

$$\underset{g}{p_{a,b}} = \frac{\underset{g}{R_{a,b}}}{R_{a,b}} \qquad (38)$$

(Beispiel 21.) Wie gross würde die jährliche Prämie für die oben berechnete gegenseitige Ueberlebensrente sein? (Tafel und Zinsfuss die nämlichen.)

Nach Formel (38) ist

$$\underset{g}{p_{65,60}} = \frac{\underset{g}{R_{65,60}}}{R_{65,60}},$$

und da

$$\underset{g}{R_{65,60}} = 5{,}652,$$

$$R_{65,60} = 13{,}035$$

$$\underset{g}{p_{65,60}} = \frac{5{,}652}{13{,}035} = 0{,}4336$$

und die gesuchte jährliche Prämie

$$500 \times 0{,}4336 = 216{,}8 \text{ Thlr.}$$

8. **Einseitige Ueberlebensrente** durch einmalige Prämienzahlung. (Vergl. Cap. 19, S. 257). Diese ist offenbar gleich einer vorschüssig lebenslänglichen Leibrente für die zu versorgende Person, weniger einer vorsch. Verbindungsrente für den Versorger und den Versorgten, da die Rente ja nicht gezahlt wird, so lange diese beiden zusammen am Leben sind. Bezeichnen wir die einseitige Ueberlebensrente im Betrage von 1 durch $\underset{e}{R_{a,b}}$, wo a das Alter des Versorgers und b das des Versorgten, so ist

$$\underset{e}{R_{a,b}} = R_b - R_{a,b}. \qquad (39)$$

(Beispiel 22.) Wie viel hat eine 40jährige Person an einmaliger Prämie zu entrichten, um einer 30jährigen eine einseitige Ueberlebensrente im Betrage von 300 Thlr. jährlich zu sichern? (Taf. der 17 engl. Gesellsch., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Es ist hier

$$\underset{e}{R}_{40;30} = R_{30} - R_{40;30}.$$

Nach den Tafeln I und IX haben wir:

$$R_{30} = 19{,}314$$
$$R_{40;30} = 14{,}892$$

mithin

$$\underset{e}{R}_{40;30} = 19{,}314 - 14{,}892 = 4{,}422$$

und die gesuchte Prämie

$$300 \times 4{,}422 = 1326{,}6 \text{ Thlr.}$$

9. **Einseitige Ueberlebensrente** durch Jahresprämien. Da die Prämie für eine derartige Versicherung, welche mit $\underset{e}{p}_{a,b}$ bezeichnet werden mag, gerade so lange entrichtet werden muss, als Versorger und Versorgter zusammen leben, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen gleich dem Produkte aus $\underset{e}{p}_{a,b}$ und der einfachen, sofort beginnenden Verbindungsrente. Man hat also hier

$$\underset{e}{p}_{a,b} . R_{a,b} = \underset{e}{R}_{a,b}$$

und

$$\underset{e}{p}_{a,b} = \frac{\underset{e}{R}_{a,b}}{R_{a,b}}. \tag{40}$$

Oder da $\underset{e}{R}_{a,b} = R_b - R_{a,b}$, so ist auch

$$\underset{e}{p}_{a,b} = \frac{R_b - R_{a,b}}{R_{a,b}} = \frac{R_b}{R_{,b}} - \frac{R_{a,b}}{R_{a,b}},$$

und was dasselbe ist

$$\underset{e}{p}_{a,b} = \frac{R_b}{R_{a,b}} - 1. \tag{40a}$$

(Beispiel 23.) Wie viel würde die im Beispiel 22 angeführte Ueberlebensrente an Jahresprämien kosten? (Tafel und Zinsfuss dieselben.)

Nach Formel (40) ist

$$p_{\underset{e}{40,30}} = \frac{R_{\underset{e}{40,30}}}{R_{40,30}},$$

oder da

$$R_{\underset{e}{40,30}} = 4,422$$

$$R_{40,30} = 14,892$$

$$p_{\underset{e}{40,30}} = \frac{4,422}{14,892} = 0,2969$$

und die gesuchte Prämie

$$300 \times 0,2969 = 89,07 \text{ Thlr.}$$

10. **Gegenseitige Kapital-Ueberlebensversicherung** durch einmalige Prämie. (Vergleiche Capitel 19, Seite 258). Wie wir bereits wissen, ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine ajährige und eine bjährige Person nach n Jahren beide noch leben: $\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b}$, nach n+1 Jahren: $\frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}$, und mithin die Wahrscheinlichkeit, dass zwischen dem n^ten^ und n+1ten Jahre eine dieser Personen, die ajährige oder die bjährige stirbt, oder dass beide zugleich zwischen dem n^ten^ und n+1ten Jahre sterben, gleich der Differenz aus jenen beiden Wahrscheinlichkeiten, also

$$\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b} - \frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a} \cdot \frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b} = \frac{\lambda_{a+n} \cdot \lambda_{b+n} - \lambda_{a+n+1} \cdot \lambda_{b+n+1}}{\lambda_a \cdot \lambda_b}.$$

Würden nun eine ajährige und eine bjährige Person eine gegenseitige Kapital-Ueberlebensversicherung im Betrage von 1 abschliessen, so wäre demnach die Wahrscheinlichkeit (mathematische Hoffnung) für die Bank, nach 1 Jahre die Summen von 1 auszuzahlen: $\frac{\lambda_a \cdot \lambda_b - \lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1}}{\lambda_a \cdot \lambda_b}$, nach 2 Jahren: $\frac{\lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} - \lambda_{a+2} \cdot \lambda_{b+2}}{\lambda_a \cdot \lambda_b}$ u. s. w. Die gegenwärtigen Werthe dieser Beträge sind offenbar

$$\frac{(\lambda_a \cdot \lambda_b - \lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1})\varrho}{\lambda_a \cdot \lambda_b}, \frac{(\lambda_{a+1} \cdot \lambda_{b+1} - \lambda_{a+2} \cdot \lambda_{b+2})\varrho^2}{\lambda_a \cdot \lambda_b} \text{ u. s. w.}$$

Die Summe aller dieser Beträge ist die Bankleistung, welche durch die einmalige Prämie gedeckt werden muss;

wird letztere durch $P_{a,b}$ bezeichnet, so ist also

$$P_{a,b} = \frac{(\lambda_a.\lambda_b - \lambda_{a+1}.\lambda_{b+1})\varrho}{\lambda_a.\lambda_b} + \frac{(\lambda_{a+1}.\lambda_{b+1} - \lambda_{a+2}.\lambda_{b+2})\varrho^2 + \ldots\ldots}{\lambda_a.\lambda_b}$$

$$= \frac{\lambda_a.\lambda_b.\varrho - \lambda_{a+1}.\lambda_{b+1}.\varrho + \lambda_{a+1}.\lambda_{b+1}.\varrho^2 - \lambda_{a+2}.\lambda_{b+2}.\varrho^2 + \ldots\ldots}{\lambda_a.\lambda_b}$$

$$= \frac{\lambda_a.\lambda_b + \lambda_{a+1}.\lambda_{b+1}.\varrho + \ldots\ldots}{\lambda_a.\lambda_b}\varrho - \frac{\lambda_{a+1}.\lambda_{b+1}.\varrho + \lambda_{a+2}.\lambda_{b+2}\varrho^2 + \ldots}{\lambda_a.\lambda_b}$$

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite der letzten Gleichung ist offenbar gleich der vorschüssigen Verbindungsrente (nach Formel 32 multiplicirt mit ϱ, der zweite dagegen gleich der nachschüssigen, welche letztere bekanntlich gleich der vorschüssigen weniger 1, mithin

$$P_{a,b} = R_{a,b}.\varrho - (R_{a,b} - 1)$$
$$= R_{a,b}.\varrho - R_{a,b} + 1,$$

oder $P_{a,b} = 1 - (1 - \varrho)R_{a,b}$ (41)

(Beispiel 24.) Wie viel haben eine 30jährige und eine 35 jährige Person an einmaliger Prämie zu entrichten, damit die Bank bei dem Tode des Zuerststerbenden dem Ueberlebenden ein Kapital von 1000 Thlr. auszahle? Deparcieux's Taf., $3^1/_2{}^0/_0$.

Es ist im gegenwärtigen Fall

$$P_{35,30} = 1 - (1 - \varrho)R_{35,30}.$$
$$R_{35,30} = 15,358$$
$$1 - \varrho = 0,033816$$

mithin $P_{35,30} = 1 - 0,033816 \times 15,358 = 0,48065$
und die gesuchte Prämie

$$1000 \times 0,48065 = 480,65 \text{ Thlr.}$$

11. **Gegenseitige Kapital - Ueberlebensversicherung** durch Jahresprämien. Dieselben bilden offenbar eine vorschüssige Verbindungsrente im Betrage der Prämie. Bezeichnet man letztere durch $p_{a,b}$, so ist der gegenwärtige Werth aller Jahresprämien $p_{a,b}.R_{a,b}$ und

$$p_{a,b}.R_{a,b} = P_{a,b}$$

oder
$$p_{a,b} = \frac{P_{a,b}}{R_{a,b}} \qquad (42)$$

Da nach Formel (41) $P_{a,b} = 1-(1-\varrho)\,R_{a,b}$, so können wir auch setzen

$$p_{a,b} = \frac{1-(1-\varrho)R_{a,b}}{R_{a,b}} = \frac{1}{R_{a,b}} - \frac{(1-\varrho)R_{a,b}}{R_{a,b}}$$

oder

$$p_{a,b} = \frac{1}{R_{a,b}} - (1-\varrho). \qquad (42a)$$

(Beispiel 25.) Wie viel beträgt die jährliche Prämie für die im Beispiel 24 angeführte Versicherung? (Tafel und Zinsfuss wie oben.)

Nach Formel 42) haben wir hier:

$$p_{35,30} = \frac{P_{35,30}}{R_{35,30}}.$$

Ferner ist (nach Beispiel 24):

$$P_{35,30} = 0{,}48065$$
$$R_{35,30} = 15{,}358,$$

folglich $$p_{35,30} = \frac{0{,}48065}{15{,}358} = 0{,}0313$$

und die gesuchte Prämie

$$1000 \times 0{,}0313 = 31{,}3 \text{ Thlr.}$$

Oder bei Anwendung von Formel (42a):

$$p_{35,30} = \frac{1}{R_{35,30}} - (1-\varrho),$$
$$1-\varrho = 0{,}033816$$
$$p_{35,30} = \frac{1}{15{,}358} - 0{,}033816 = 0{,}0313$$

und die gesuchte Jahresprämie wie oben

$$1000 \times 0{,}0313 = 31{,}3 \text{ Thlr.}$$

12. **Einseitige Kapital-Ueberlebensversicherung** durch einmalige Prämie. (Vergl. Cap. 19, Seite 262). Bei dieser Versicherungscombination können zwei Fälle unterschieden werden, bei deren Eintritt die Bank das Versicherungskapital zu zahlen hat, nämlich 1.: Der Versorger (a Jahre alt) stirbt ein oder mehrere Jahre vor dem Versorgten (b Jahre alt), oder 2.: beide sterben im Laufe desselben Jahres, jedoch der Versorger vor dem Versorgten. Die

Wahrscheinlichkeit für eine a jährige Person nach n Jahren am Leben zu sein, ist bekanntlich $\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a}$, nach n+1 Jahren $\frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}$, mithin die Wahrscheinlichkeit zwischen dem vollendeten n ten und n+1 Jahre (im n+1ten Versicherungsjahre) zu sterben $(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} - \frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a})$; analog ist die Wahrscheinlichkeit für einen b jährigen nach n + 1 Jahren zu leben, $\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}$, und zwischen dem n ten und n+1 Jahre zu sterben: $(\frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b} - \frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b})$. Da nun die Wahrscheinlichkeit für das Zusammentreffen zweier Ereignisse gleich dem Producte aus den einzelnen betreffenden Wahrscheinlichkeiten ist, so erhalten wir offenbar als Wahrscheinlichkeit für den Fall 1, nämlich, dass eine bestimmte Person vom gegenwärtigen Alter a zwischen dem n ten und dem n + 1ten Jahre stirbt, eine andere bestimmte Person vom gegenwärtigen Alter b aber am Ende des n+1ten Jahres noch am Leben ist:

$$\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b} \cdot (\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} - \frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}) \ldots \quad (\alpha)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass sowohl ein ajähriger als ein bjähriger zwischen dem n ten und n+1ten Jahre sterben, wird aus dem nämlichen Grunde dargestellt durch:

$$(\frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b} - \frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b})(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} - \frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}).$$

Bei der Annahme, dass ein a jähriger dieselbe Wahrscheinlichkeit habe vor einem bjährigen, als ein b jähriger vor einem ajährigen im Laufe eines Jahres zu sterben (was für den Fall, dass a = b ganz genau, in allen anderen Fällen aber nur annähernd richtig ist), erhalten wir hiernach als Wahrscheinlichkeit dafür, dass sowohl ein a jähriger und ein bjähriger zwischen dem n ten und n+1ten Jahre sterben, jedoch der ajährige vor dem bjährigen,

$$\tfrac{1}{2} \cdot \frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b} - \frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b})(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a} - \frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}) \ldots \quad (\beta)$$

Addiren wir die mit (α) und (β) bezeichneten Wahr-

scheinlichkeiten, so erhalten wir als Bankleistung für das n+1te Versicherungsjahr:

$$\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}\left(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a}-\frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}\right)+\tfrac{1}{2}\left(\frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b}-\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}\right)\left(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a}-\frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}\right)$$
$$=\left(\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}+\tfrac{1}{2}\frac{\lambda_{b+n}}{\lambda_b}-\tfrac{1}{2}\frac{\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}\right)\left(\frac{\lambda_{a+n}}{\lambda_a}-\frac{\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}\right),$$

oder wenn wir in den einzelnen Klammern Alles auf denselben Nenner bringen, und entsprechend heben:

$$\tfrac{1}{2}\cdot\frac{\lambda_{b+n}+\lambda_{b+n+1}}{\lambda_b}\cdot\frac{\lambda_{a+n}-\lambda_{a+n+1}}{\lambda_a}.$$

Hiernach sind die Bankleistungen innerhalb des 1., 2. u. s. w. Versicherungsjahres:

$$\tfrac{1}{2}\frac{\lambda_b+\lambda_{b+1}}{\lambda_b}\cdot\frac{\lambda_a-\lambda_{a+1}}{\lambda_a},\ \tfrac{1}{2}\frac{\lambda_{b+1}+\lambda_{b+2}}{\lambda_b}\cdot\frac{\lambda_{a+1}-\lambda_{a+2}}{\lambda_a}.\ \text{u. s. w.}$$

Zinst man diese Beträge ab und addirt sie, so erhält man den gegenwärtigen Werth der Gesammtleistung oder die einmalige Prämie, welche wir mit $\underset{e}{P}_{a,b}$ bezeichnen wollen. Demnach ist

$$\underset{e}{P}_{a,b}=\tfrac{1}{2}\left(\frac{\lambda_b+\lambda_{b+1}}{\lambda_b}\cdot\frac{\lambda_a-\lambda_{a+1}}{\lambda_a}.\varrho+\frac{\lambda_{b+1}+\lambda_{b+2}}{\lambda_b}\cdot\frac{\lambda_{a+1}-\lambda_{a+2}}{\lambda_a}.\varrho^2+\ldots\right).$$

Bringen wir die Ausdrücke innerhalb der Klammer auf den gemeinschaftlichen Nenner $\lambda_a.\lambda_b$, und multipliciren sodann Zähler und Nenner mit ϱ^a, so erhalten wir

$$\underset{e}{P}_{a,b}=\tfrac{1}{2}\cdot\frac{(\lambda_b+\lambda_{b+1})(\lambda_a-\lambda_{a+1})\varrho^{a+1}\quad(\lambda_{b+1}+\lambda_{b+2})(\lambda_{a+1}-\lambda_{a+2})\varrho^{a+2}+\ldots}{\lambda_b\lambda_a.\varrho^a} \qquad (43)$$

Nach dieser Formel, welche für alle in der Praxis vorkommenden Fälle genügend genau ist (für den Fall $a=b$ ist sie ganz exact), gestaltet sich die Tarifberechnung für die in Rede stehende Versicherungscombination ziemlich einfach, namentlich wenn man die Grössen log $(\lambda_b+\lambda_{b+1})$ und log $(\lambda_a-\lambda_{a+1})\varrho^{a+1}$, deren es so viele giebt, als Alter in der Mortalitätstafel, vorher in eine Tabelle bringt. Handelt es sich indess nur um die Ermittlung der Prämie für eine oder mehrere einzelne Altersverbindungen, und

sind die Werthe der Verbindungsrenten für diese und die nächstliegenden Alter bereits bekannt, so ist es vortheilhafter, sich einer der folgenden Formeln zu bedienen, welche aus der vorstehenden durch Auflösung der Klammern und einige weitere Umformungen nach Art der auf S. 304 vorgenommenen, hervorgehen, nämlich

$$P_{e\,a,b} = \tfrac{1}{2}\left\{1-(1-\varrho)R_{a,b}-\frac{D_{a+1}}{D_a}R_{a+1,b}+\frac{D_{b+1}}{D_b}R_{a,b+1}\right\} \quad (44)$$

$$P_{e\,a,b} = \tfrac{1}{2}\left\{1-(1-\varrho)R_{a,b}-\frac{R_{a,b-1}}{W_{b-1}}+\frac{R_{a-1,b}}{W_{a-1}}\right\} \quad (45)$$

Die Grössen W_{a-1} und W_{b-1}, welche in der letzteren Formel vorkommen, sind nichts Anderes als die in der Regel schon gegebenen Lebenswahrscheinlichkeiten der Alter a—1 und b—1, also resp. $\frac{\lambda_a}{\lambda_{a-1}}$ und $\frac{\lambda_b}{\lambda_{b-1}}$.

Kommt es nicht auf grosse Genauigkeit an, so kann man auch die Wahrscheinlichkeit, dass beide Personen in demselben Jahre sterben, welche natürlich unter allen Umständen sehr gering ist, ganz vernachlässigen, wodurch man zu der folgenden, sehr bequemen Formel gelangt:

$$P_{e\,a,b} = 1 + \frac{D_{b+1}}{D_b}R_{a,b+1} - R_{a,b} \quad (46)$$

(Beispiel 26.) Wie viel hat ein 35jähriger Versorger an einmaliger Prämie zu entrichten, um nach seinem Tode einem 25jährigen zu Versorgenden, falls Letzterer dann am Leben ist, 1000 Thaler zu sichern (Tafel der 17 engl. Ges. $3^1/_2{}^0/_0$).

Um die Rechnung nach Formel (44) durchführen zu können, theilen wir zunächst das Bruchstück einer Verbindungsrententafel mit, welche nach den genannten Grundlagen berechnet ist und sich auf eine Altersdifferenz von 9 Jahren bezieht, und das Bruchstück einer eben solchen, welche sich auf eine Altersdifferenz von 11 Jahren bezieht.

Alter.	Werth der vorschüssigen Verbindungsrente von 1.	Alter.	Werth der vorschüssig. Verbindungsrente v. 1.
23.32	16,521	23.34	16,248
24.33	16,330	24.35	16,048
25.34	16,132	25.36	15,842
26.35	15,930	26.37	15,630
27.36	15,722	27.38	15,412

Nach dieser Tabelle, resp. der Tab. IX auf S. 343, welche sich auf die Altersdifferenz 10 bezieht, und der Tab. I auf S. 306 u. ff., welche die Werthe D für jedes Alter enthält, haben wir

$$R_{35\cdot25} = 15{,}991,\ R_{36.25} = 15{,}842,\ R_{35.26} = 15{,}930$$

$$D_{35} = 24772,\ D_{36} = 23712,\ D_{25} = 38014,\ D_{26} = 36443,$$

mithin ist in dem vorliegenden Fall unter Anwendung von Formel (44):

$$\underset{e}{P}_{35.25} = \tfrac{1}{2}\left\{1-(1-\varrho)R_{35\cdot25}-\frac{D_{36}}{D_{35}}R_{36\cdot25}+\frac{D_{26}}{D_{25}}R_{25\cdot26}\right\}$$

$$= \tfrac{1}{2}.\left\{1-0{,}033816\times15{,}991-\frac{23712}{24772}\times15{,}842+\frac{36443}{38014}\times15{,}930 = 0{,}283\right.$$

und die gesuchte Prämie

$$1000 \times 0{,}283 = 283 \text{ Thlr.}$$

Bei Anwendung der Formel (46) würde man dagegen erhalten:

$$\underset{e}{P}_{35.25} = 1 + \frac{D_{26}}{D_{25}}.R_{35.26} - R_{35.25}$$

$$= 1 + \frac{36443}{38014}\times 15{,}930 - 15{,}991 = 0{,}281$$

mithin für die gesuchte Prämie selbst 281 Thlr., was nur wenig von dem vorhergehenden Werthe abweicht.

13. **Einseitige Kapital-Ueberlebensversicherung** durch Jahresprämien. Da letztere so lange gezahlt werden, als beide, der Versorger und der zu Versorgende zugleich am Leben sind, so bilden dieselben offenbar eine vorschüssige Verbindungsrente im Betrage der Prämie. Wird die Prämie durch $\underset{e}{p}_{a,b}$ bezeichnet, so ist der gegenwärtige Werth aller Prämienzahlungen $\underset{e}{p}_{a,b}.R_{a,b}$, und da dieser der Bankleistung gleichkommen muss,

$$\underset{e}{p}_{a,b}.R_{a,b} = \underset{e}{P}_{a,b}$$

und

$$\underset{e}{p}_{a,b} = \frac{\underset{e}{P}_{a,b}}{R_{a,b}}. \tag{47}$$

*) Um das Resultat auf mehr Stellen genau zu erhalten, würde man hier Rentenwerthe von 4 oder 5 Decimalen anwenden müssen.

(Beispiel 27.) Wie viel würde die jährliche Prämie für die im Beispiel (26) angegebene Versicherung betragen? (Tafel und Zinsfuss die nämlichen.)

Es ist hier

$$\underset{e}{p}_{35,25} = \frac{\underset{e}{P}_{35,25}}{\underset{e}{R}_{35,25}},$$

oder da nach Beispiel (26)

$$\underset{e}{P}_{35,25} = 0{,}283$$

$$\underset{e}{R}_{35,25} = 15{,}991$$

$$\underset{e}{p}_{35,25} = \frac{0{,}283}{15{,}991} = 0{,}01770$$

und die gesuchte Prämie somit

$$1000 \times 0{,}01770 = 17{,}70 \text{ Thlr.}$$

Die Versicherungen auf drei und mehrere verbundene Leben kommen in der Praxis seltener vor und sind hier, des beschränkten Raumes wegen, weggelassen.

Von den im 19. Capitel, S. 266 ff. angeführten, resp. erklärten Versicherungen auf zufällige Ereignisse des menschlichen Lebens sind viele, deren Prämien nicht auf mathematischer Grundlage, sondern auf rohen Schätzungen beruhen; in Bezug auf diejenigen, deren Prämienberechnung auf statistisch-mathematischer Basis beruht, wie z. B. die der Invaliden-Versicherung, verweisen wir den Leser auf die einschlagende Litteratur.

Zum Schluss soll noch hier die Berechnung der Jahrestheilprämien mitgetheilt werden.

Es ist bekannt, dass die Zahlung der Jahresprämie für eine Versicherung mit dem Tode des Versicherten, resp. mit Fälligwerden der Versicherungssumme allemal aufhört. Dieses ist aber nicht der Fall bei den halbjährlichen, vierteljährlichen und monatlichen Prämienzahlungen, die in der Regel selbst bei eintretendem Tod des Versicherten, für das volle laufende Versicherungsjahr entrichtet werden müssen. Da die Jahrestheilprämie also eventuell nach dem Tode des Versicherten zu zahlen ist, kann sie selbstverständlich nicht als $\frac{1}{m}$jährige vorschüssige Leibrente betrachtet werden; sie ist weiter nichts, als Rate der

pränumerando zahlbaren Jahresprämie, und da der Bank bei Ratenzahlungen kein Zinsverlust der sonstigen Jahresprämie erwachsen darf, so müssen sie um diesen Zinsverlust entsprechend erhöht werden.

a) Halbjährliche Prämienzahlung. Aus dem Capitel über den Zinseszins wissen wir, dass der Abzinsungsfactor für z. B. 3% $\frac{1}{1{,}03} = \frac{100}{103}$. Bezeichnen wir den Zinsfuss (3, $3^1/_2$, 4% ....) allgemein durch z, so ist der Abzinsungsfactor für ein Jahr $\frac{100}{100+z}$. Es ist einleuchtend, dass der Abzinsungsfactor für $^1/_2$ Jahr gleich dem für 1 Jahr zu dem halben Zinsfuss sein muss, mithin $\frac{100}{100+\frac{z}{2}} = \frac{200}{200+z}$, (oder, wenn der Abzinsungsfactor für 1 Jahr z. B. $\frac{1}{1{,}04}$, so ist er für $^1/_2$ Jahr $\frac{1}{1{,}02} = \frac{200}{204}$). Bezeichnen wir ferner die Prämie für ein ganzes Jahr durch p und die halbjährliche durch $p^{\frac{1}{2}}$, so muss, da der gegenwärtige Werth von zwei halbjährlichen Prämien gleich der pränumerando zahlbaren Jahresprämie sein soll,

$$p = p^{\frac{1}{2}} + p^{\frac{1}{2}} \frac{200}{200+z}$$
$$= p^{\frac{1}{2}}\left(1 + \frac{200}{200+z}\right)$$

sein, und

$$p^{\frac{1}{2}} = \frac{p}{\left(1 + \frac{200}{200+z}\right)}$$

oder was dasselbe ist

$$p^{\frac{1}{2}} = p . \frac{1}{\left(1 + \frac{200}{200+z}\right)} \qquad (48)$$

(Beispiel 28.) Wie viel beträgt die halbjährliche Prämie einer Lebensversicherung, deren jährliche Prämie 33,45 Thlr. (= 33 Thlr. 13 Sgr. 6 Pf.) ist? (Zinsfuss $5^0/_0$.)

Es ist hier nach Formel (47)

$$p^{\frac{1}{2}} = 33{,}45 \times \frac{1}{1 + \frac{200}{200+5}} = 33{,}45 \times 0{,}50617 = 16{,}93 \text{ Thlr.}$$

oder 16 Thlr. 27 Sgr. 11 Pf.

b) Vierteljährliche Prämienzahlung. Analog mit dem Früheren ist der Abzinsungsfactor für $^1/_4$ Jahr $\frac{100}{100+\frac{z}{4}} = \frac{400}{400+z}$

(oder, wenn der Zinsfuss z. B. 4% ist, $\frac{100}{101}=\frac{400}{404}$). Da bei dieser Zahlungsweise nicht allein der Abzinsungsfactor für $^1/_4$ Jahr, sondern auch der für $^1/_2$ und für $^3/_4$ Jahr berücksichtigt werden muss, so haben wir hier auch, ausser den bereits entwickelten für $^1/_2$ Jahr, denjenigen für $^3/_4$ Jahr zu ermitteln. Dieser letztere ist offenbar $\frac{100}{100+\frac{3z}{4}}=\frac{400}{400+3z}$ (oder, wenn der Zinsfuss z. B. 4%, $\frac{100}{103}=\frac{400}{412}$). Bezeichnen wir die vierteljährliche Prämie durch p_4^4, so ist also da der gegenwärtige Werth von 4 vierteljährlichen Raten gleich der pränumerando zahlbaren Jahresprämie sein muss,

$$p = p_4^4 + p_4^4 \cdot \frac{400}{400+z} + p_4^4 \cdot \frac{200}{200+z} + p_4^4 \cdot \frac{400}{400+3z}$$

$$= p_4^4 \left(1 + \frac{400}{400+z} + \frac{200}{200+z} + \frac{400}{400+3z}\right),$$

und ferner $p_4^4 = \dfrac{p}{\left(1 + \frac{400}{400+z} + \frac{200}{200+z} + \frac{400}{400+3z}\right)}$

oder was dasselbe ist

$$p_4^4 = p.\frac{1}{\left(1 + \frac{400}{400+z} + \frac{200}{200+z} + \frac{400}{400+3z}\right)} \tag{49}$$

Multipliciren wir das dritte Glied des Nenners $\frac{200}{200+z}$ im Zähler und Nenner mit 2, wodurch $\frac{400}{400+2z}$ entsteht, so erhalten wir

$$p_4^4 = p.\frac{1}{\left(1 + \frac{400}{400+z} + \frac{400}{400+2z} + \frac{400}{400+3z}\right)} \tag{49a}$$

Analog mit dieser erhalten wir für die

c) Monatliche Prämienzahlung:

$$p_{12}^{12} = p.\frac{1}{\left(1 + \frac{1200}{1200+z} + \frac{1200}{1200+2z} + \frac{1200}{1200+3z} + \frac{1200}{1200+4z} + \ldots + \frac{1200}{1200+10z} + \frac{1200}{1200+11z}\right)} \tag{50}$$

(Beispiel 29.) Die jährliche Prämie einer Lebensversicherung ist 453 Thlr.; wie viel würde die vierteljährliche Prämie für dieselbe betragen? (Zinsfuss 5%.)

Für den vorliegenden Fall ist nach Formel (49)

$$p_4^4 = 453 \times \frac{1}{\left(1 + \frac{400}{405} + \frac{200}{205} + \frac{400}{415}\right)} = 453 \times 0{,}25464,$$

$= 115{,}35$ Thlr., oder 115 Thlr. 10 Sgr. 6 Pf.

(Beispiel 30.) Wie viel beträgt die monatliche Prämie für eine Versicherung, deren jährliche Prämie 7,29 Thlr. ist? (Zinsfuss 5%.)

Es ist hier nach Formel (50)

$$p^{\frac{1}{12}} = 7{,}29 \times \frac{1}{\left(1+\frac{1200}{1205}+\frac{1200}{1210}+\frac{1200}{1215}+\frac{1200}{1220}+\ldots\ldots+\frac{1200}{1250}+\frac{1200}{1255}\right)}$$

$$= 7{,}29 \times 0{,}08523 = 0{,}62 \text{ Thlr.}$$

oder 18 Sgr. 7 Pf.

Um die Jahrestheilprämie, welche in der Praxis gewöhnlich nach dem Zinsfuss von 5 oder 6% berechnet wird, aus der Jahresprämie schnell ermitteln zu können, theilen wir die für die angeführten Zinsfüsse nöthigen Factoren mit, die alsdann nur mit der betreffenden Jahresprämie zu multipliciren sind, um die gesuchte Jahrestheilprämie zu erhalten.

	halbjährlich	vierteljährlich	monatlich
5%	0,50617	0,25464	0,08523
6%	0,50739	0,25556	0,08560

VIERUNDZWANZIGSTES CAPITEL.

Die Prämienzuschläge und die mit Hülfe derselben gebildeten Brutto- oder Tarifprämien.

In dem künstlichen Prämienorganismus der Lebensversicherung ist die mathematische oder die Nettoprämie das Lebensprincip, die Seele. Und wie jede Seele einen Körper nöthig hat, um in dem endlichen Dasein wirken zu können, so hat auch die Nettoprämie einen solchen nöthig. Dieser Körper ist der Prämienzuschlag (charge, loading). Durch die Verbindung (nicht Zusammenschmelzung!)*) derselben mit der Nettoprämie entsteht dasjenige Wesen, welches die praktische Lebensversicherung erst möglich macht, die Tarifprämie. So wichtig es ist, um ein rationelles, gesundes Lebensversicherungsgeschäft betreiben zu können, dass die Nettoprämie auf einer naturgemässen Sterblichkeitstafel und einem zu allen Zeiten, unter allen Wechselfällen des öffentlichen Lebens und mit unerschütterlicher Sicherheit zu erzielenden Zinsfuss basirt ist, so wichtig ist es in der That, dass bei Normirung des Prämienzuschlages die grosse Bedeutung, der vielseitige Zweck und die ausserordentliche Tragweite desselben recht gewürdigt werden. Von unserer Prämienseele und ihrem Prämienkörper gilt auch das bekannte mens sana in corpore sano.

Um die Richtigkeit des hier Gesagten nach allen Richtungen hin zu erkennen, muss der Leser den folgenden Bedürfnissfactoren seine volle Aufmerksamkeit schenken.

1. Die Nettoprämien stützen sich auf folgende fünf Voraussetzungen, die in der Praxis zum Theil nur annäherungs-

*) Die Wichtigkeit dieser Verneinung wird dem Leser mehrmals in der Folge einleuchten.

weise, zum Theil gar nicht zutreffen, nämlich: *a*) dass die Absterbeordnung der Mitglieder einer Lebensversicherungsbank genau nach der Mortalitätstafel erfolge; *b*) dass eine dem Gesetze der grossen Zahlen entsprechende Anzahl gleichalteriger Personen in allen Altersstufen beitreten; *c*) dass sie Alle das gleiche Kapital oder den gleichen Rentenbetrag versichern; *d*) dass die Prämiengelder unter allen Umständen den berechneten Zinsertrag erbringen und *e*) dass kein Verlust an Kapital oder Rente vorkommen wird.

Wenn die Erfahrungsresultate aus der deutschen Praxis vorwiegend eine geringere, als die berechnete Sterblichkeit, resp. als die erwartungsmässige Auszahlung zeigen, so darf hieraus keineswegs der Schluss gezogen werden, dass diese Mindersterblichkeit, resp. Minderauszahlung für alle Zukunft stattfinden wird. Es ist von grossen Autoritäten zur Genüge nachgewiesen worden, dass unter versicherten Leben in den ersten Jahren nach dem Abschluss der Versicherung eine Mindersterblichkeit, dagegen nach 5 Jahren und aufwärts eine nicht unerhebliche Mehrsterblichkeit, als die berechnete, eintritt (vgl. II. Abth. pp. 221 ff., 233). Jene anscheinend so günstigen Resultate sind lediglich durch die Jugend der deutschen Lebensversicherung und ganz besonders auch durch den mit jedem Jahre unverhältnissmässig steigenden Zugang an neuen Versicherungen (vgl. S. 128—129) hervorgerufen. Da aber, aus Gründen, die später auseinandergesetzt werden sollen, in der Lebensversicherung nicht, wie in der kaufmännischen Praxis, die günstigeren Chancen eines neuen Geschäfts zur Ausgleichung der ungünstigeren Chancen eines älteren Geschäfts benutzt werden dürfen, und ausserdem der Zugang nach einer Reihe von Jahren erfahrungsgemäss mehr und mehr abnimmt, — so wird jene Mehrsterblichkeit einst eben so vorwiegend, wie jetzt die Mindersterblichkeit sein. Und selbst in der jetzigen günstigeren Periode fehlt es keinesfalls an Geschäftsjahren, in welchen diese oder jene Bank eine Mehrsterblichkeit, resp. eine Mehrauszahlung aufzuweisen hat*). Für solche über-

*) Dieses war z. B. in der Gothaer Bank 1832, 35, 36, 37, 47, 48, 49, 50, 53, 55, 58 und 66 der Fall. Die Germania, deren unverhältniss-

rechnungsmässige Auszahlungen bieten die Nettoprämien keine Deckungsmittel.

Je mehr die Versicherungssummen in der Höhe von einander differiren und je weniger die Zahl der Versicherten der resp. Altersklassen derjenigen der Mortalitätstafel entspricht, je grösser wird das Risico*) oder je geringer wird die Wahrscheinlichkeit, dass die mathematisch berechnete Nettoprämie allenfalls die Verbindlichkeiten der Bank gegenüber den Versicherten decken wird. Da nun die meisten Banken mit Rücksicht auf das Gesetz der grossen Zahlen eine allzukleine Mitgliederzahl aufzuweisen haben und unter dieser höchst ungleiche Versicherungssummen vorkommen, so muss jede Lebensversicherungsbank, die unter allen Umständen solvent sein muss, dem aus diesem Verhältniss hervorgehenden, erhöhten Risico einen entsprechenden Reservefond gegenüberstellen. In den Nettoprämien ist aber Nichts für diesen Posten vorhanden.

Kein Geschäft, und wäre es auch das vorsichtigste, kommt auf die Länge ohne irgend welchen Verlust weg. Wenn auch dieses bei der Anlage der Fonds einer soliden Lebens-Versicherungsbank im Allgemeinen nicht Anwendung findet, so kann doch nicht immer vorgebeugt werden, dass ein Agent mit der Rimesse (also auch mit den darin enthaltenen Nettoprämien) das Weite sucht; dass dem Betrüger die Annahme einer Versicherung gelingt, bei welcher das versicherte Leben eine x-Mal grössere Sterbenswahrscheinlichkeit, als die berechnete hat; ferner, dass wegen wirklich oder vermeintlich verletztem Recht dieser oder jener Versicherter der Bank einen kostspieligen Process verursacht. Für solche und ähnliche mit dem Lebensversicherungsgeschäft verbundene Verluste bieten die Nettoprämien keine Deckungsmittel.

2. Keine Lebensversicherungsbank kann unentgeltlich verwaltet werden. Wenn hier und da einzelne vom Staate

---

mässig grosser Zugang so sehr geeignet ist eine temporäre Mindersterblichkeit zu schaffen. hatte im Jahre 18[illegible] [illegible] Thlr. mehr für Sterbefälle zu zahlen als die Rechnungsgrundlagen erwarten liessen.

*) Vgl. was darüber im nächsten Capitel gesagt wird.

betriebene Institute keine Verwaltungskosten in Anschlag bringen, so heisst dieses nur, dass dieselben anstatt von den Versicherten, die von dem Institut einen besonderen Nutzen haben, gedeckt zu werden, wie es immerhin vernünftig und gerecht erscheint, von der Staatskasse, also gegen Recht und Billigkeit auf Kosten aller auch nichtversicherten Staatsbürger, bestritten werden. Die Bankbeamten arbeiten nicht ohne Gehalt, die Agenten und Aerzte verlangen für ihren Dienst entsprechende Vergütung. Bureaulokalität, Licht, Heizung, Bedienung, Comptoirutensilien, Drucksachen, Prospecte, Tarife, Formulare, Rechenschaftsberichte sind mit Kosten verbunden. Die Aufsuchung, Anstellung und Instruktion von Agenten, die Inspectionsreisen kosten viel Geld. Bei der Berechnung der Nettoprämien sind aber alle diese Posten gänzlich unberücksichtigt geblieben.

3. Bei den reinen Actiengesellschaften haben die Actionäre selbstverständlich mässige Zinsen von dem auf die Actien eingezahlten Kapital zu fordern, und ausserdem wollen sie natürlich auch aus dem Geschäft Vortheil (Dividende) ziehen. Bei den gemischten Gesellschaften haben überdies noch die Versicherten aus dem etwaigen Ueberschuss eine Dividende zu beanspruchen. In den gegenseitigen Anstalten spielt diese Dividende der Versicherten eine bedeutende Rolle*). Wenn nun auch der Zinsertrag der gezahlten Nettoprämien grösser ausfällt, als nach der Berechnung, so ist dieser Gewinn doch lange nicht hinreichend, um jene Ansprüche zu befriedigen. Es muss hierzu eine andere Quelle vorhanden sein.

Es giebt nun zwei Wege, auf welchen alle die angeführten Bedürfnisse erledigt werden können. Der erste geht auf Nachzahlung, der zweite auf Vorauszahlung derselben seitens der Versicherten aus.

In Deutschland wird nach Verlauf eines jeden Geschäftsjahres einer Lebens-Versicherungsbank eine Abrechnung für

*) Aus dem Geschäftsjahre 1865 kamen z. B. in der Gothaer Bank 673,614 Thlr. 14 Sgr. 3 Pf. als Dividende zur Vertheilung unter die Versicherten.

dasselbe gemacht. Es stellt sich dann heraus, ob nach der Auszahlung der Sterbefälle resp. Renten und Zurückstellung der Prämienreserve für die laufenden Versicherungen alle die oben erwähnten Posten zugleich gedeckt werden können oder nicht. Denken wir uns nun, dass die Versicherten nur Pränumerando-Nettoprämien eingezahlt hätten, so würden mit Rücksicht auf Policenzahlungen und Zurückstellung der Prämienreserve drei Fälle möglich sein: 1. die Nettoprämien nebst Zinsen überstiegen diese Posten; 2. sie waren gerade im Stande sie zu decken, oder 3. sie betrugen weniger als dieselben verlangten. Was nun die oben angeführten vielfachen Bedürfnisse für das betreffende Geschäftsjahr insgesammt ausgemacht hätten, im 1. Fall unter Abzug des Ueberschusses, im 3. Fall plus dem Ausfall, wäre dann einfach auf sämmtliche Versicherte je nach der resp. Prämienhöhe zu repartiren, und damit völlig glatte Rechnung. Die Vortheile dieses Verfahrens sind in der That erheblich. Von Insolvenz der Bank kann kaum mehr die Rede sein; jeder Streit über die Höhe der Zuschläge und die Kapitalreserve, über Deckung der jetzigen Bedürfnisse auf Kosten der Zukunft, über Dividendenvertheilung, über Kapitalisirung der Zuschläge, jede vergebliche Speculation, um das volle (Brutto-)Risico bei einem Lebens-Versicherungs-Geschäft zu bestimmen, — dies alles würde auf einmal gehoben, und der gordische Knoten der Lebensversicherungstechnik, welcher ja sonst nicht gelöst werden kann, würde mit einem Hiebe gelöst sein. Bis jetzt hat man aber vorgezogen, den andern Weg, den der Vorauszahlung der Nettoprämien sowohl als auch aller sonstigen Bedürfnisse einzuschlagen, wodurch das Lebensversicherungswesen verwickelt genug geworden ist, um ein Feld für allerhand gewagte Experimente und Theorien abzugeben und die Controle seitens der Betheiligten unendlich zu erschweren. Zur Deckung aller Ansprüche, welche über die Leistungsfähigkeit der Nettoprämie hinausgehen, hat man der pränumerando zahlbaren Nettoprämie einen ebenfalls pränumerando zahlbaren Zuschlag hinzugefügt, und da dasjenige Risico, welches der Zuschlag in einer Bank decken soll, sowohl

wegen der Verschiedenheit als auch wegen der kleinen Anzahl der Fälle durch die Wahrscheinlichkeitsrechnung nicht bestimmt werden kann, so hat man die Höhe desselben schätzungsweise normirt.

Bei dieser Normirung hat man die Nettoprämie als Rechnungsgrundlage angenommen, indem der Zuschlag als Procentsatz derselben bestimmt wurde. Dabei sind zwei Systeme entstanden, das des invariablen und das des variablen Prämienzuschlages.

Das System des invariablen Prämienzuschlages geht von der Ansicht aus, dass dasjenige Risico, welches die Bank über das mathematisch festgestellte hinaus zu tragen hat, wir wollen es das Brutto-Risico nennen, sich genau nach Maass und Höhe des ersteren richtet. Demnach sind die Nettoprämien in allen Combinationen und Altersstufen durch denselben Procentsatz erhöht. In den verschiedenen Gesellschaften schwankt er zwischen 5 und 50%; doch ist die gewöhnlichste Höhe 20%.

Das System des variablen Prämienzuschlages geht dagegen von der Ansicht aus, dass Beitrittsalter und Versicherungsart durch die höchst ungleiche Betheiligung und die etwaigen Fehler der Mortalitätstafel nicht allein das mathematisch festgestellte Risico, welches Netto-Risico genannt werden kann, erheblich alteriren, sondern dass diese Momente auch den Anspruch auf Vergütung von Bruttokosten verschieden modificiren. Bei diesem System sind folgende allgemeine Regeln zu beachten:

1. Ist die Sterblichkeit der zu Grunde gelegten Mortalitätstafel offenbar für diese oder jene Altersperiode oder durchgängig zu niedrig oder zu gross, so muss der Prämienzuschlag verhältnissmässig höher oder niedriger berechnet werden.

2. Bei Versicherungen auf den Todesfall hat der Prämienzuschlag nicht allein mit der Nettoprämie, sondern auch mit dem Alter progressiv zu steigen. Gewöhnlich fängt er bei dem jüngsten Alter mit einer Höhe von 10% der Nettoprämie an und steigt bis zu 30% bei dem höchsten Beitrittsalter.

3. Die kurzen Versicherungen erfordern einen verhältnissmässig höheren Prämienzuschlag.

4. Kapitalversicherungen mit einmaliger Prämie, sowie die sofort beginnenden Leibrenten und allgemeinen Kapital-Versicherungen auf den Lebensfall erlauben einen sehr mässigen Prämienzuschlag.

5. Bei allen Combinationen, wo der Versicherte Anspruch auf Dividende hat, muss der Zuschlag hoch normirt werden.

6. In den Gegenseitigkeits-Gesellschaften müssen die Zuschläge sehr hoch sein, um den Versicherten einerseits vor Nachzahlungen zu schützen, andererseits um ansehnliche Prämienrückvergütungen erzielen zu können.

Zur Veranschaulichung der differirenden Resultate der zwei Systeme bei Berechnung des Prämienzuschlages wird folgende Tafel dienen.

Tafel XI.

Invariabler Prämienzuschlag von 20% und variabler Prämienzuschlag, bei dem 15. Lebensjahre mit 10% anfangend und in geometrischer Progression bis zu 30% bei dem 60. Lebensjahre steigend.

Alter.	1. Netto-Prämie nach 17 engl. Gesellschaften 3½%.	2. Invariabler Prämienzuschlag.	3. Variabler Prämienzuschlag.	Tarifprämie nach Col 1. u. 2.	Tarifprämie nach Col. 1. u. 3.
15	1,231	0,246	0,123	1,477	1,354
20	1,379	0,276	0,156	1,655	1,535
25	1,563	0,313	0,200	1,876	1,763
30	1,796	0.359	0,259	2,155	2,055
35	2,093	0.419	0,341	2.512	2.434
40	2,481	0,496	0.457	2,977	2,938
45	3,005	0.601	0,625	3,606	3,630
50	3,702	0,740	0,870	4,442	4,572
55	4.631	0.926	1.230	5.557	5,861
60	5,887	1,177	1,766	7,064	7,653

Die richtige Reserveberechnung, der Rückkauf oder die Beleihung von Policen, der Rechnungsabschluss, die Ver-

theilung von Dividende u. s. w. machen die Unterscheidung zwischen Nettoprämien und Prämienzuschlägen unbedingt nothwendig. Deswegen muss jede solide Bank ihre Tarife selbstständig berechnet haben. Wenn es hier und da Gründer von Lebens-Versicherungsbanken giebt, welche Tarife anderer Gesellschaften, ohne detaillirte Kenntniss ihrer Rechnungsgrundlagen, abschreiben oder um „Allen gerecht zu werden" gar Tarife verschiedener Gesellschaften in einen Topf werfen, um aus diesem Chaos von Unsinn dann die Mittelpreise als neuen Tarif herauszuziehen, — dann hört selbstverständlich jede rationelle Lebens-Versicherung auf.

Verschieden von dem Prämienzuschlag ist die Zuschlagsprämie, welche auf keinen bestimmten Rechnungsgrundlagen beruht, sondern schätzungsweise normirt und zu der Bruttoprämie geschlagen wird, um die erhöhte Gefahr eines Lebens durch Gebrechen (z. B. Bruchschaden), durch Unternehmungen (z. B. Krieg, Reisen, gefährliches Gewerbe) oder Aufenthaltsort zu decken. Endlich muss auch hier die in einigen Gesellschaftstarifen besonders aufgeführte Zusatzprämie erwähnt werden, die der gewöhnlichen Lebens-Versicherungsprämie zugesetzt werden soll, um die Prämie für die gemischte (abgekürzte) Lebens-Versicherung zu erhalten. Sie beruht selbstverständlich auf der angenommenen Rechnungsgrundlage.

Theils zum Vergleiche, theils zur Ergänzung des bereits über Lebens-Versicherungsprämien Gesagten, lasse ich noch einige Tafeln über die in der Praxis vorkommenden Brutto- oder Tarifprämien verschiedener inländischer und ausländischer Gesellschaften folgen.

Tafel XII. Jährliche Tarifprämien der allgemeinen Kapitalversicherung auf den Todesfall für 100.

I. Deutsche Gesellschaften.

a) Gegenseitige, mit Prämienermässigung (Dividende).*)

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 25.	30.	35.	40.	45.	50.	55.	60.
Carlsruhe, A. V. A.	1,79	2,13	2,55	3,08	3,77	4,70	5,97	7,72
Darmstadt, R. u. L. V. A.	1,75	2,02	2.35	2,80	3,43	4,30	5,55	7,32
Gotha, L. V. B. für D.	2,36	2,63	2,97	3,39	3,96	4,73	5,74	7,16
Hannover, L. V. A.	2,00	2,33	2,75	3,27	3,93	4,81	6,01	7,66
Janus (Wien)	2.05	2,38	2,77	3,22	3,84	4,64	5,56	6,86
Iduna (Halle)	2,13	2,40	2,75	3,21	3,83	4,64	5,72	7,20
Leipzig, L. V. G.	2,36	2,63	2.97	3,39	3,96	4,73	5,74	7,16
Mecklenburg, L.V.u.E.B.	....	2,52	2,91	3,39	4,01	4,80	5,91	7,66
Schweizerische, R. A.	2,20	2,45	2,75	3,25	3,90	4,60	5,55	7,15
Stuttgart, R. A.	1,78	2,13	2,55	3,07	3,76	4,68	5,95	7.68
Stuttgart, L. V. u. E. B.	2,23	2,46	2,76	3,18	3.76	4,57	5,69	7,08

b) Gemischte und Actien-Gesellschaften, ohne Dividende.**)

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 25.	30.	35.	40.	45.	50.	55.	60.
Anker	1,92	2,24	2,54	2,99	3,61	4,39	5,43	6,83
Bayerische Hyp. u. W.B.	2,17	2,43	2.75	3,18	3,75	4,52	5,53	6,93
Berlin, L. V. G.	1,73	2,01	2,37	2,83	3,43	4,21	5,27	6,82
Concordia (Köln)	1,78	2,04	2,38	2,83	3,42	4.21	5,27	6,69
Donau (Wien)	1,77	2,04	2,39	2,84	3,47	4,30	....	....
Frankfurter L. V. G.	1,78	2,04	2,38	2,83	3,43	4,23	5,30	6,77
Friedrich Wilhelm	1,77	2,00	2,33	2,77	3,35	4,13	5,18	6,61
Germania (Stettin)	1,82	2,07	2,41	2,84	3.41	4,19	5,21	6,59
Janus (Hamburg)	1,81	2,08	2.39	2,82	3,44	4,35	5,67	7,36
Lübeck, Deutsche L. V. G.	1,77	2,03	2,38	2,82	3,43	4,27	5,37	6,90
Magdeburg, L. V. G.	1,87	2,08	2,36	2,76	3,33	4,11	5,33	6,30
Nordstern	1,78	2,05	2,37	2,82	3,41	4,21	5,28	6,74
Preussische L. V. A. G.	1,80	2,01	2,40	2,83	3,43	4.23	5,30	6,80
Providentia	1,83	2,06	2,39	2,83	3,41	4,17	5,20	6,62
Triest, Assic. Generali	1,93	2,18	2,50	2,90	3,43	4,20	5,22	6,53
Teutonia (Leipzig)	1,81	2,12	2,43	2,83	3,37	4,09	4,96	6,07
Thuringia (Erfurt)	1,76	2,01	2,33	2,75	3,32	4,08	5,10	6,48
Victoria (Berlin)	1,78	2,05	2,40	2,85	3,42	4,18	5,20	6,62

---

*) Die durchschnittliche Dividende während der letzten 10 Jahre erreichte in der Mecklenb. L. V. und E. B. $43^1/_6$%, in der Stuttgarter L. V. und E. B. $39^1/_5$%, in der Gothaer L. V. B. $34^4/_5$%, in der Leipziger L. V. G. $28^2/_5$% der Jahresprämie. Mehrere andere Gesellschaften gewährten gleichfalls mehr oder weniger ansehnliche Dividenden.

**) Der Vergleich wird durch den Umstand, dass einige der angeführten Gesellschaften die Versicherung auf das 80.—90. Lebensjahr abkürzen, um einen kleinen Bruchtheil beeinträchtigt.

II. Ausserdeutsche Gesellschaften (ohne Dividende).

Gesellschaften.	Beitrittsalter.							
a) Englische.	25.	30.	35.	40.	45.	50.	55.	60.
Alliance	1,91	2,21	2,55	2,99	3,50	4,24	5,40	6,98
Atlas	1,99	2,26	2,58	2,98	3,48	4,10	4,89	....
British Equitable	1,99	2,27	2 62	3.05	3,62	4,36	5,39	6,81
Briton Medical	1,93	2,20	2.53	2,95	3,43	4.17	5,25	6,64
Commercial Union	1,92	2,18	2,48	2,86	3,30	3,94	4,90	6,22
Eagle	2,02	2,27	2,59	3,01	3,56	4,30	5,28	6,60
Equity and Law	2,01	2,28	2,61	3,03	3,55	4,28	5,31	6,73
Gresham	1,90	2,14	2,47	2,88	3,44	4,12	5,15	6,47
Guardian	1,87	2,13	2,45	2,85	3,35	4,00	4,83	6,00
Imperial	1,98	2,23	2,54	2,93	3,46	4,17	5,10	6,36
Liverp., Lond. & Globe	1,88	2,13	2,43	2,81	3,32	3.98	4,87	6,08
London Assurance	2,03	2,30	2,60	3,00	3,54	4,28	5,17	5,35
Legal and General	2,05	2,34	2.68	3,10	3,63	4,34	5,35	6,77
National Union	1,93	2,19	2,53	2,95	3,50	4,22	5,21	6,59
North British	1,88	2,15	2,46	2,86	3,32	3,99	5,00	6,15
Northern	1,85	2,13	2,43	2,83	3,29	3,95	4,95	6,31
Pelican	1,91	2,20	2.55	2,94	3,43	4,04	4,94	6,05
Queen	1,84	2,14	2,34	2,88	3,46	4,10	5,12	6,66
Royal	1,91	2,20	2,50	2,90	3,40	4,08	5,05	6,30
Scottish Amicable	1,90	2,13	2,43	2,80	3,28	3,97	4,90	6,09
Scottish Widows F.	1,83	2,10	2,40	2,80	3,25	3,90	4,89	6,23
Sun	1,91	2,21	2,55	3,00	3,50	4,24	5,40	6,98
Union	1,92	2,15	2 54	2,98	3,50	4,19	5,05	6,21
Whittington	1,83	2,11	2,43	2,85	3,33	4,04	5,15	6,66
b) Französische.								
Caisse Gen. d. Fam.	1,90	2,12	2,41	2,82	3,44	4,26	5,24	6,59
c) Holländische.								
Kosmos	1,83	2,10	2,43	2,87	3,45	4,22	5,24	6,63
Nederland	1,98	2,21	2,51	2,94	3,73	4,61	5,68	7,13
d) Skandinavische.								
Idun (Christiania)	1,98	2,19	2,56	3,03	3,67	4,52	5,65	7,19
Scandia	2,00	2,26	2,58	3,00	3,58	4,34	5,35	6,72
Svea	2,00	2,26	2,58	3,00	3,58	4,34	5,35	6,72

Ausserdeutsche Gesellschaften (mit Dividende).

Gesellschaften.	Beitrittsalter.							
a) Englische.	25.	30.	35.	40.	45.	50.	55.	60.
Economic	1,95	2,21	2,55	2,99	3,59	4,38	5,23	6,37
Hand-in-Hand	2,40	2,67	2,99	3,40	3,90	4,58	5,63	7,06
London Life	2.68	2,96	3,35	3,85	4,49	5,38	6,48	7,75
Metropolitan	2,20	2,49	2,87	3,32	3,95	4,60	5,45	6,58
National	2,25	2,52	2,85	3,29	3,86	4,63	5,68	6,99
Norwich Union	2,18	2,44	2,74	3,10	3,55	4,30	5,26	6,36
Reliance	2,15	2,47	2,84	3,29	3,90	4,71	5,68	6,93
Scottish Equitable	2,33	2,59	2,91	3,31	3,82	4,45	5,25	6,32

Gesellschaften.	Beitrittsalter.							
b) Französische.	25.	30.	35.	40.	45.	50.	55.	60.
Caisse gén. d. Familles	2,21	2,49	2,84	3,28	3,87	4,66	5,71	7,13
c) Skandinavische.								
Christiania, A. F. A.	1,93	2,31	2,80	3,39	4,14	5,06	6,33	8,01
d) Ungarische.								
Erste Ungarische	2,03	2,39	2,83	3,35	4,01	4,85	6,01	7,55

Tafel XIII. Jährliche Tarifprämien der Kapitalversicherung auf den Lebensfall (Kinderausstattung) für 100

(ohne Dividende und Prämienrückgewähr), zahlbar bei Vollendung des 21. Lebensjahres.

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 0.	1.	2.	3.	4.	5.
Basel, L. V. G.	2,75	3,01	3.28	3,57	3,89	4,24
Crown	3,22	3,52	3,84	4,18	4,55	4,98
Friedrich Wilhelm	2,59	2,90	3,18	3,51	3,87	4,25
General Assurance	3,35	3,73	4,03	4,38	4,76	....
Generali	2,81	3,07	3,33	3,62	3,93	4,28
Guardian	3,05	3,29	3,57	3,86	4,18	4,54
Imperial Union	3,11	3,43	3,75	4,09	4,45	4,85
Kosmos	2,86	3,14	3,41	3,71	4,04	4,40
Lübeck, D. L. V. G.	2,98	3,28	3,58	3,89	4,24	4,62
Nordstern	2,83	3,11	3,38	3,67	4,00	4,37
Providentia	....	3,14	3,42	3,70	4,01	4,36
Prudential	3,12	3,38	3,66	3,98	4 34	4,75
Queen	3,20	3,35	3,65	3,99	4,32	4,67
Scottish Imperial	2,97	3,27	3,55	3,85	4,19	4,56
Thuringia	2,76	3,05	3,34	3,63	3,96	4,33

Tafel XIV. Jährliche Tarifprämien der gemischten (abgekürzten) Kapitalversicherung für 100

(ohne Dividende), zahlbar bei Vollendung des 60. Lebensjahres oder sofort beim früheren Tode des Versicherten.

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 25.	30.	35.	40.	45.
Anker (Wien)	....	....	3,65	4,71	6,53
Atlas	2,82	3,35	4,08	5,13	6,80
Concordia	2,40	2,92	3,65	4,77	6,67
Crown	2,65	3,23	3,95	5,02	6.81
English Assurance	2,60	3,12	3,81	4,85	6,51
Frankfurter L. V. G.	2,43	2,94	3,66	4,76	6,62
General Assurance	2,47	2.99	3,74	4,82	6,65
Germania	2,40	2,89	3,61	4,70	6,54
Guardian	2,71	3,27	4,04	5,19	7,11

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 25.	30.	35.	40.	45.
Janus (Hamburg)	2 45	2,98	3,70	4,82	6,71
Idun (Christiania)	2,58	3,13	3,92	5,13	7,16
Imperial Union	2,57	3,05	3,71	4,70	6,31
Kopenhag., L. F. A. (Männer)	2,72	3,13	3,75	4,73	6,39
Kosmos (Zeyst)	2,41	2,91	3,61	4,69	6,43
London & Lancashire	2,55	3,08	3,80	4,90	6,64
London & Southwarth	2,60	3,15	3,89	5,01	6,84
Lübeck. D. L. V. G.	2,37	2,89	3,63	4,77	6,69
Magdeburg, L. V. G.	2.36	2,87	3,59	4,69	6,56
Nordstern	2,36	2,87	3,60	4,72	6,63
Prudential	2,62	3,18	3,91	5,04	6,81
Queen	2,49	3,00	3,74	4,84	6,70
Scottish Equitable	2,56	3,10	3,83	4,93	6,66
Scandia (Stockholm)	2.60	3,10	3.81	4,89	6,72
Standard	2,55	3,08	3,80	4,90	....
Sun	2,58	3.17	3,95	5,17	7,11
Teutonia	2,43	2,98	3,73	4,85	6,76

Tafel XV. Sofort beginnende, lebenslängliche, jährliche Leibrente auf ein Leben für eine einmalige Tarifprämie von 100.

Gesellschaften.	Beitrittsalter. 50.	55.	60.	65.	70.	75.
Frankfurter L. V. G.	7,49	8,54	10,00	11,48	13,15	15,17
Friedrich Wilhelm	7,98	8,95	10,30	11,96	13,64	15 72
Generali	7,94	8,80	9,95	11,70	13,12	14.45
Janus (Hamburg)	7.23	8.27	9,53	11 29	13,90	17.67
Kopenhag., L. F. A. (Männer)	7 36	8.29	9,42	11,10	13.37	.....
Kosmos	7,40	8,27	9,47	11,17	13,72	18,12
Lübeck, D. L. V. G.	7,10	7,55	8,50	10,25	12,00	13,75
Magdeburg, L. V. G.	7,44	8.48	9,85	11,79	14,56	.....
Mecklenburg, L. V. u. E. B.	7,41	8,37	9,93	11,77	.....	.....
Nordstern	7,62	8,65	10,00	11,15	12,75	15,00
Providentia	7,64	8,70	10,00	11,52	13,77	.....
Prudential	7,77	8,85	10,35	12.04	14,90	.....
Queen (Männer)	7,36	8.43	9.66	11,30	13,48	16.98
Teutonia	7.94	8,81	9,95	11,58	13,95	17,64

FÜNFUNDZWANZIGSTES CAPITEL.

Die Prämienreserve und die übrigen Reserven der Lebensversicherungsbanken.

Von den verschiedenen Reserven der Lebensversicherungsbanken spielt die Prämienreserve die erste und die bedeutendste Rolle. Sie ist, gleichwie der Stoffwechsel für den menschlichen Körper, die Hauptbedingung der Gesundheit und des Lebens für den gesammten Organismus der Lebensversicherung. Solange dieser „Stoffwechsel" in der Lebensversicherung normal vor sich geht, ist Lebensfähigkeit, Blüthe und Solvenz vorhanden; sobald aber Unordnung in demselben eintritt, entsteht Krankheit, und ein längeres Anhalten dieser Unordnung bringt Hinsiechen und Insolvenz mit sich.

So einfach und leicht verständlich das Wesen der Prämienreserve an und für sich ist, da es aus der blossen Betrachtung des Lebensversicherungsprocesses deutlich hervorgeht, so irrig sind doch die Ansichten darüber im Publicum und selbst unter Praktikern; ja, gewissenlose Aquisiteure benutzen nicht selten diese Begriffsunklarheit, um Kapital daraus zu schlagen und sonst unmögliche Geschäfte möglich zu machen. Hier wird die Prämienreserve als Garantie- und Deckungsmittel für neue Versicherungen aufgeführt; dort glaubt man, dass unter Prämienreserve („Werth der Police") alle auf eine Versicherung eingezahlten Prämien, zuweilen gar mit ihren Zinseszinsen, zu verstehen sei, und Einige meinen, dass sie selbst mit der Versicherungssumme identisch sein müsse.

Wir haben die Nettoprämie für eine Versicherung stets derart berechnet, das beim Abschluss der letztern der

gegenwärtige Werth aller zu zahlenden Nettoprämien des Versicherten nach den angenommenen Rechnungsgrundlagen dem gegenwärtigen Werthe der Bankleistungen, resp. des Bankrisicos gleichkäme. Erfolgt nun die Sterblichkeit und die Verzinsung der Prämiengelder factisch genau nach den bei der Prämienberechnung angenommenen Rechnungsgrundlagen, so ergiebt sich hieraus unbedingt die Nothwendigkeit. dass die Bank diese Nettoprämien mit ihren rechnungsmässigen Zinsen nicht anderweitig anwenden darf, als gerade zur Deckung des rechnungsmässigen Risicos. Zahlt ein Versicherter die einmalige Tarifprämie für eine Kapital- oder Leibrentenversicherung, so muss die Bank die ganze in jener enthaltenen Nettoprämie in Reserve stellen, denn sie ist ja mit ihren Zinseszinsen gerade nöthig, um die Bankleistung zu decken. Bei allen Kapital- oder Leibrentenversicherungen mit gleichbleibenden Jahresprämien genügt zwar in den ersten Jahren der Versicherung stets nur ein Theil der Prämienzahlungen zur Deckung des Bankrisicos oder der Bankleistungen, aber bei vorschreitender Versicherungsdauer gestaltet sich das Verhältniss umgekehrt. Betrachten wir beispielshalber die Kapitalversicherung auf den Todesfall mit gleichbleibenden Jahresprämien. Da bekanntlich die einjährige kurze Kapitalversicherung auf den Todesfall gerade das Jahresrisico der Bank für die betreffende Altersstufe deckt, so tritt die Mehrzahlung in den jüngeren Versicherungsjahren und das Zuwenigzahlen in den späteren Jahren bei der obigen Versicherung ganz deutlich hervor, wenn wir die Abschlussprämie dieser Versicherung mit den successiven Nettoprämien der einjährigen Versicherung vergleichen. Nehmen wir z. Ex. als Beitrittsalter zur lebenslänglichen Versicherung das 30. Lebensjahr an, und berechnen die Nettoprämien nach der Tafel der 17 engl. Gesellsch. zu $3^1/_2\,\%$, so stellt sich das Verhältniss folgendermassen:

Alter.	Nettoprämie der kurzen Versicherung auf 1 Jahr.	Nettoprämie der lebens-länglichen Versicherung.	Differenz.	Alter.	Nettoprämie der kurzen Versicherung auf 1 Jahr.	Nettoprämie der lebens-länglichen Versicherung.	Differenz.
30	0,814	1,796	+0,982	60	2,931	1,796	— 1,135
35	0,897	1,796	+0,899	65	4 259	1,796	— 2 463
40	1,001	1,796	+0,795	70	6,274	1,796	— 4,478
45	1,180	1,796	+0,616	75	9,233	1,796	— 7,437
50	1,540	1,796	+0,256	80	13,566	1,796	—11,770
55	2,093	1,796	—0,297	85	19,816	1,796	—18,020

Hätte also die Bank nicht das Zuviel der Prämienzahlung während der ersten Hälfte der Versicherungsdauer reservirt, dann würde sie auch nicht im Stande sein das Zuwenig der Prämienzahlung während der letzten Hälfte zu decken. Die Prämienreserve ist demnach wie Hopf sagt: „nichts anderes als anticipirte Prämie“, oder wie Langheinrich sich ausdrückt: „Der Betrag der über das bisherige Risico hinausgezahlten Prämien-Antheile nebst Zinsen und Zinseszinsen“. Da nun sowohl die von dem Versicherten gezahlte Nettoprämie nach den von der Bank angenommenen Rechnungsgrundlagen eine bestimmte Höhe hat, als auch das von der Bank bei einer Versicherung bereits getragene Risico nach diesen Grundlagen sich genau ermitteln lässt, so geht aus den obigen Definitionen der Prämienreserve deutlich hervor, dass dieselbe kein willkürlicher, sondern ein durch die Dauer der Versicherung bestimmter Betrag sein muss.

So lange ein Versicherter durch fortgesetzte Prämienzahlung seine Versicherung aufrecht erhält, muss die Bank die für dieselbe zurückzustellende Prämienreserve disponibel haben; lässt er aber seine Versicherung fallen, dann hat die Bank diese Reserve nicht mehr nöthig, und kann ihm dieselbe als Rückkaufsvergütung für seine annullirte Police zurückzahlen. Daher wird auch zuweilen die für eine Versicherung zurückzustellende Prämienreserve „Zeitwerth der Police“ genannt, und nur diese kann für die Höhe des Rückkaufs oder der Beleihung massgebend sein.

In der Mortalitätsstatistik wurde es zu wiederholten

Malen nachgewiesen, dass die Sterblichkeit einer gegebenen Menschenmenge sich im Voraus nicht genau bestimmen lässt und dass selbst die vorzüglichste Mortalitätstafel kein absolutes Maass für die künftige Sterblichkeit abgiebt (vgl. II. Abth. p. 104 u. 110 ff.). Es sterben von den Mitgliedern einer Lebensversicherungsbank bald mehr, bald weniger, als bei der Feststellung der Nettoprämie angenommen wurde. Gleichfalls wird diese letztere nicht immer zu dem bei der Berechnung zu Grunde gelegten Zinsfusse verwerthet, sondern häufig zu einem viel höheren. Aus diesen Gründen ist es nicht genügend, dass die Bank einfach die in den empfangenen Tarifprämien enthaltenen Nettoprämien nebst ihren Zinsen und Zinseszinsen reservirt, um aus diesem Fond die Policezahlungen zu bestreiten; es würde ja auf diese Weise nach einem Geschäftsjahre, welches eine geringere oder grössere Sterblichkeit als die bei der Prämienberechnung angenommene aufzuweisen hätte, eine zu grosse oder zu kleine Prämienreserve für die Ueberlebenden übrig bleiben; die Bankverwaltung muss vielmehr von Jahr zu Jahr nach dem jeweiligen Versicherungsbestande die Höhe der für sämmtliche Versicherungen zurückzustellenden Prämienreserve stets von Neuem ermitteln, so dass Schwankungen in der Sterblichkeit und im Zinsfusse nicht auf den späteren Fortgang des Geschäftes, sondern nur auf das Geschäftsjahr, in dem sie sich ereignen, Einfluss haben können. Um die Höhe dieser für sämmtliche Versicherungen zu irgend einem Zeitpunkte zurückzustellenden Prämienreserve einer Bank zu ermitteln, hat man selbstverständlich nur die Prämienreserve für eine jede einzelne zu dem betreffenden Zeitpunkte laufende Versicherung zu berechnen; die Summe aus diesen Prämienreserven der einzelnen Versicherungen bildet dann den gesuchten Prämienreservefond der Bank.

Die Gerechtigkeit und die Solidität verlangen nun entschieden, 1) dass die Rechnungsgrundlagen, auf welche die Nettoprämien basirt sind, bei der Reservenermittlung streng befolgt werden, denn da der Versicherungsvertrag auf Grund der von der Gesellschaft zur Bestimmung der Prämienzahlung angewandten Rechnungsgrundlagen (Mortalitätstafel

und Zinsfuss) abgeschlossen wurde, so ist die Aenderung jener Grundlagen seitens der Gesellschaft, um die Höhe ihrer Schuld (d. h. die Prämienreserve) dem Versicherten gegenüber zu verrücken, ein Vertragsbruch; 2) dass die zur Deckung der rechnungsmässigen Prämienreserve nöthigen Mittel auch thatsächlich vorhanden sind; 3) dass der ganze Prämienreservefond, welcher selbst bei einem mässigen Geschäftsstande zu Millionen anwächst, völlig sicher angelegt wird. Da der Zeitwerth einer Police durch die Combination, das Beitrittsalter und den Zahlungsmodus höchst verschieden modificirt wird, so ist eine blosse Schätzung der Prämienreserve einer Gesellschaft nach einer von ihr aufgestellten Statistik durchaus unzulässig und kann die Berechnung der Prämienreserven für die einzelnen Versicherungen niemals ersetzen. Selbst angesehene Fachmathematiker sind auf dem Wege der Schätzung zu höchst irrigen Resultaten gelangt, die nachher die getäuschten Actionäre und die betrogenen Versicherten zu beklagen hatten.

Wir hatten oben die Prämienreserve als „den Betrag der über das bisherige Risico gezahlten Prämien-Antheile nebst Zinsen und Zinseszinsen“ definirt. Eine bedeutend schärfere Definition, aus welcher sich zugleich eine ganz einfache und allgemeine Berechnungsweise der Prämienreserve ableiten lässt, ergibt sich aber aus der folgenden Betrachtung.

Jede Versicherung bringt der Bank eine Schuld, den gegenwärtigen Werth der zu zahlenden Versicherungssumme oder Leibrente, und eine Forderung, die sofortige einmalige Zahlung der Prämie oder den gegenwärtigen Werth aller künftigen jährlichen oder terminlichen Prämienzahlungen. Beim Abschluss der Versicherung sind diese beiden Posten, insofern der Prämienzuschlag unberücksichtigt bleibt, einander völlig gleich; mit dem Vorschreiten der Versicherungsdauer, oder mit anderen Worten, nachdem der Versicherte eine oder mehrere Prämien gezahlt hat, hört die Gleichheit derselben auf, indem der Werth der Schuld dann grösser wird, als der der Forderung. Da aber die Bank diejenige Summe decken soll, um welche der gegenwärtige Werth ihrer Schuld grösser ist als der gegenwärtige Werth ihrer Forderung durch

frühere Prämienzahlungen oder durch den Betrag, welchen der Versicherte ihr über das bisherige Risico gezahlt hat, so kann die Prämienreserve in dieser Beziehung als derjenige Betrag definirt werden, um welchen der gegenwärtige Werth der zu zahlenden Versicherungssumme oder Leibrente höher ist als der gegenwärtige Werth aller künftigen Prämienzahlungen des Versicherten.

Bei der Berechnung der Prämienreserve für Versicherungen mit einmaliger Prämienzahlung kann natürlich von dem gegenwärtigen Werthe künftiger Prämienzahlungen nicht die Rede sein; für solche Versicherungen ist die Prämienreserve einfach dem gegenwärtigen Werthe der zu zahlenden Versicherungssumme oder Leibrente gleich. Da nun die einmalige Nettoprämie einer Versicherung für jedes Beitrittsalter gerade den gegenwärtigen Werth der zu zahlenden Versicherungssumme oder Leibrente deckt, so ist es einleuchtend, dass die Bank für eine Versicherung mit einmaliger Prämienzahlung in jedem Versicherungsjahre gerade so viel Prämienreserve haben muss, als die einmalige Nettoprämie für die Altersstufe beträgt, auf welcher der Versicherte dann steht. Schliesst demnach eine a jährige Person eine Versicherung mit einmaliger Prämienzahlung ab, so ist die Prämienreserve für diese Versicherung nach x Jahren gleich der einmaligen Nettoprämie eines a+x jährigen für die nämliche Versicherung. (Regel α).*)

Ist die Versicherung aber mit jährlicher Prämienzahlung abgeschlossen, so hat die Bank von dem jetzt a+x jährigen Versicherten noch Prämien zu beanspruchen; diese Prämienzahlung lässt sich nun als eine Leibrente ansehen,

*) Dasselbe gilt auch von den Versicherungen, die zwar mit Jahresprämien abgeschlossen werden, für welche aber zur Zeit der Reservenermittlung die Prämien bereits sämmtlich gezahlt sind. Für Versicherungen auf verbundene Leben mit einmaliger Prämienzahlung ist die Prämienreserve nach x Jahren gleich der einmaligen Nettoprämie für dieselbe Versicherung bei einem um x Jahre höheren Alter der Versicherten.

welche der a + x jährige Versicherte im Betrage der Prämie an die Bank bis zum Tode resp. bis zu dem Zeitpunkte zahlt, mit welchem die Prämienzahlung aufhören soll. Man findet aber bekanntlich den gegenwärtigen Werth einer Leibrente, die nicht im Betrage von 1, sondern einer anderen Summe läuft, indem man diese Summe (hier die Jahresprämie) mit dem gegenwärtigen Werth der Leibrente von 1 multiplicirt. Hat mithin eine a jährige Person eine Versicherung abgeschlossen, für die allgemein genommen bis zu dem t ten Lebensjahre eine Jahresprämie entrichtet werden soll, so berechnet sich die Prämienreserve für diese Versicherung nach x Jahren folgendermassen: Man multiplicire den gegenwärtigen Werth einer im Betrage von 1 bis zu dem t ten Lebensalter laufenden Leibrente eines a + x jährigen mit der jährlichen Nettoprämie für die betreffende Versicherung. Dann ziehe man dieses Product von der einmaligen Nettoprämie, die ein a + x jähriger für dieselbe Versicherung zu entrichten hat, ab, so erhält man die gesuchte Prämienreserve. (Regel β.)*) In den Fällen, wo die Prämienreserve nach vollen Versicherungsjahren berechnet wird, hat man stets darauf zu achten, ob die zur Zeit der Prämienreserveermittlung fällige Jahresprämie von dem Versicherten bereits geleistet wurde oder nicht; im ersteren Falle hat man nämlich bei der Reserveberechnung die nachschüssige, im letzteren Falle die vorschüssige Leibrente in Betracht zu ziehen. Es wird hier in dem Folgenden, wo nicht gerade das Gegentheil gesagt wird, stets der letztere Fall angenommen werden.

Nach den für die Berechnung der Prämienreserve gegebenen zwei Regeln lassen sich mit Leichtigkeit allgemeine Berechnungsformeln der Prämienreserve für die verschiedenen Versicherungscombinationen aufstellen. Bevor wir

*) Für Versicherungen auf verbundene Leben hat man selbstverständlich statt der bis zum t ten Lebensjahre laufenden Leibrente eines a + x jährigen, die entsprechende Verbindungsrente einer a + x jährigen und b + x jährigen Person zu nehmen. Siehe auch die einschlägigen ferneren Anmerkungen und Beispiele.

aber auf diese Anwendung der obigen Regeln näher eingehen, wollen wir zuerst für denjenigen, der sich auf die übrigens sehr einfache mathematische Behandlung nicht einlassen kann oder will, die Berechnung der Prämienreserve für die gebräuchlichste Versicherungscombination durch zwei einfache praktische Beispiele anschaulich machen.

Nehmen wir an, es habe eine 30jährige Person eine allgemeine Kapitalversicherung auf den Todesfall im Betrage von 100 Thlrn. abgeschlossen, und die Prämienreserve sei für diese Versicherung nach 3 Jahren zu berechnen (Rechnungsgrundlagen: Tafel der 17 engl. Ges. $3^1/_2{}^0/_0$). Für diese Versicherung ist nach Tafel III die Nettoprämie 1,796 entrichtet worden; die mit diesem Werthe nach der Regel β zu multiplicirende Leibrente eines 30+3jhrigen ist in diesem Falle natürlich eine lebenslängliche, denn die Prämienzahlung hört erst mit dem Tode auf. Der gegenwärtige Werth der vorschüssigen lebenslänglichen Leibrente 1 eines 33jährigen beträgt nach Tafel I: 18,703; multiplicirt man diesen Werth mit der obigen Jahresprämie 1,796, so erhält man $18{,}703 \times 1{,}796 = 33{,}591$. Die einmalige Nettoprämie für die vorliegende Versicherung ist nach Tafel III für einen 33jährigen: 36,754. Zieht man 33,591 von 36,754 ab, so erhält man 3,163. Es ist also die gesuchte Prämienreserve 3 Thlr. 4 Sgr. 11 Pf.

Es sei ferner eine allgemeine Versicherung auf den Todesfall im Betrage von 2000 Thlr. mit dem 44. Lebensjahre abgeschlossen, und die Prämienreserve für diese Versicherung nach 8 Jahren zu ermitteln (Rechnungsgrundlagen wie vorher). Die jährliche Nettoprämie für diese Versicherung, die wir mit Hülfe von Taf. III finden, beträgt 57,740 Thlr. Der gegenwärtige Werth der vorschüssigen lebenslänglichen Leibrente 1 eines 44 + 8, oder 52 jährigen ist (Tafel I): 13,471. Das Product aus 57,740 und 13,471 ist $57{,}740 \times 13{,}471 = 777{,}816$. Zieht man diesen Werth von 1088,92, oder der Nettoprämie eines 52jährigen für die vorliegende Versicherung (Taf. III) ab, so findet man die gesuchte Prämienreserve mit: 311,104 Thlr., oder 311 Thlr. 3 Sgr. 1 Pf.

Nach S. 319 wird die einmalige Prämie für die **allgemeine Versicherung auf den Todesfall**, die im Betrage von 1 mit dem a ten Lebensjahre erworben ist, durch P_a bezeichnet. Wird ferner die Reserve nach x Jahren für diese Versicherung durch ${}^x\mathfrak{R}[P_a]$ dargestellt*), so haben wir nach Regel α

$$ {}^x\mathfrak{R}[P_a] = P_{a+x}. \qquad (51)$$

Die für dieselbe Versicherung **lebenslänglich zu zahlende Jahresprämie** hatten wir durch p_a bezeichnet (Seite 320). Die Leibrente, deren gegenwärtigen Werth man zufolge Regel β bei der Ermittlung der Prämienreserve in diesem Falle mit p_a zu multipliciren hat, ist natürlich eine lebenslängliche. Den gegenwärtigen Werth der lebenslänglichen vorschüssigen Leibrente 1 eines a jährigen bezeichneten wir aber mit R_a, analog haben wir daher die eines a+xjährigen mit R_{a+x} zu bezeichnen. Demnach ist

$$ {}^x\mathfrak{R}[p_a] = P_{a+x} - p_a \,.\, R_{a+x}. \qquad (52)$$

(Beispiel 31.) Eine 30jährige Person hat eine allgemeine Versicherung auf den Todesfall im Betrage von 100 Thlr. abgeschlossen, wie hoch ist die Prämienreserve für diese Versicherung nach 3 Jahren, wenn dieselbe 1) mit einmaliger, 2) mit lebenslänglicher Prämienzahlung abgeschlossen wurde.

Für den ersten Fall haben wir hier:

$$ {}^3\mathfrak{R}[P_{30}] = P_{33},$$

und da nach Taf. III $P_{33} = 0{,}36754$, so ist die gesuchte Prämienreserve $100 \times 0{,}36754 = 36{,}754$ Thlr.

Für den zweiten Fall hat man dagegen

$$ {}^3\mathfrak{R}[p_{30}] = P_{33} - p_{30} \,.\, R_{33}.$$

Nach Grundtafel I und II findet man ferner

$$p_{30} = 0{,}01796,\ R_{33} = 18{,}703, \text{ mithin ist}$$

$$ {}^3\mathfrak{R}[p_{30}] = 0{,}36754 - 0{,}01796 \times 18{,}703 = 0{,}03163,$$

und die verlangte Prämienreserve $100 \times 0{,}03163 = 3{,}163$ Thlr.

---

*) In dem Folgenden werden wir die Prämienreserve einer Versicherung nach x Jahren stets durch ${}^x\mathfrak{R}$ mit Beifügung der für diese Versicherung zu zahlenden Abschlussprämie in einer eckigen Klammer bezeichnen.

In der Formel (52) stellt sich eine einfache Berechnungsweise der Prämienreserve dar, jedoch nur für den Fall, dass sowohl die Rentenwerthe, wie die einmaligen und jährlichen Nettoprämien bereits ausgerechnet zur Hand liegen. Um aber auch da, wo diese drei Werthe nicht sämmtlich gegeben sind, die Prämienreserve auf bequeme Weise ermitteln zu können, brauchen wir nur mit der Formel (52) einige leichte Umformungen vorzunehmen.

Nach Formel (16) ist $p_a = \frac{P_a}{R_a}$, oder $P_a = p_a . R_a$. (Vergl. Seite 320.) Analoger Weise ist dann auch $P_{a+x} = p_{a+x} . R_{a+x}$. Wird dieser Werth in Formel (52) statt P_{a+x} eingesetzt, so erhält man

$$^x\mathfrak{R}[p_a] = p_{a+x} . R_{a+x} - p_a . R_{a+x},$$

oder nach Regel 10a (Seite 300),

$$^x\mathfrak{R}[p_a] = (p_{a+x} - p_a) R_{a+x}. \qquad (52a)$$

Hier haben wir eine Formel, die nur die jährlichen Nettoprämien und die Rentenwerthe als gegeben voraussetzt. Aus dieser lässt sich aber wiederum eine neue ableiten, bei deren Anwendung man nur die Rentenwerthe nöthig hat. Nach Formel (16a) (Seite 320) kann nämlich $p_a = \frac{1}{R_a} - (1\text{-}\varrho)$, und hiernach auch $p_{a+x} = \frac{1}{R_{a+x}} - (1\text{-}\varrho)$ gesetzt werden. Somit ist

$$p_{a+x} - p_a = \frac{1}{R_{a+x}} - (1\text{-}\varrho) - \left\{\frac{1}{R_a} - (1\text{-}\varrho)\right\},$$

oder mit Hülfe von Regel (9) (Seite 299),

$$p_{a+x} - p_a = \frac{1}{R_{a+x}} - (1\text{-}\varrho) - \frac{1}{R_a} + (1\text{-}\varrho) = \frac{1}{R_{a+x}} - \frac{1}{R_a}.$$

Multipliciren wir den letzteren Ausdruck mit R_{a+x}, so haben wir

$$^x\mathfrak{R}[p_a] = \frac{R_{a+x}}{R_{a+x}} - \frac{R_{a+x}}{R_a},$$

oder

$$^x\mathfrak{R}[p_a] = 1 - \frac{R_{a+x}}{R_a}. \qquad (52b)$$

Die Formeln (52a) und (52b) mögen durch ein Beispiel erläutert werden. Nehmen wir als solches das Beispiel (31). In diesem Falle gestaltet sich die Formel (52a) folgendermassen:

$$^{8}\mathfrak{R}[p_{30}] = (p_{38} - p_{30}) R_{38},$$

oder da nach Tafel III.

$$p_{38} = 0{,}01965, \ p_{30} = 0{,}01796,$$

$$^{8}\mathfrak{R}[p_{30}] = (0{,}01965 - 0{,}01796) \times 18{,}703 = 0{,}03161^{*}).$$

Die gesuchte Prämienreserve ist also nach Formel (52a) $= 100 \times 0{,}03161 = 3{,}161$ Thlr.

Bei Anwendung von Formel (52b) ist dagegen die Berechnung:

$$^{8}\mathfrak{R}[p_{30}] = 1 - \frac{R_{38}}{R_{30}},$$

und da

$$R_{38} = 18{,}703, \ R_{30} = 19{,}314,$$

$$^{8}\mathfrak{R}[p_{30}) = 1 - \frac{18{,}703}{19{,}314} = 0{,}03164^{*}).$$

Hiernach ergiebt sich die Prämienreserve durch Formel (52b) zu 3,164 Thlr.

Mit Hülfe von Formel (53) ist die nachstehende Tafel berechnet worden. Der grösseren Genauigkeit wegen wurden hierzu solche Nettoprämien und Rentenwerthe benutzt, welche um eine Decimale grösser sind als die in Tafel I und II angegebenen. Man wird deshalb bei Stichproben auf Grund der in den letzteren Tafeln enthaltenen Werthe sehr leicht auf kleine Differenzen stossen können.

---

*) Die Resultate nach den verschiedenen Formeln würden vollständig übereinstimmen, wenn die zu den Operationen angewandten Werthe eine grössere Anzahl Decimalstellen hätten.

Taf. XVI. Die Prämienreserve für eine allgemeine Kapitalver-

(Unter Zugrundelegung der Tafel der 17 engl.

Beitritts-Alter.	Nach Jahren:									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
20	0,703	1,427	2,172	2,942	3,733	4,550	5,390	6,254	7,145	8,062
21	0,729	1,480	2,255	3,052	3,874	4,720	5,591	6,488	7,411	8,359
22	0,756	1,537	2,340	3,168	4,021	4,898	5,801	6,731	7,687	8,669
23	0,787	1,596	2,430	3,289	4,173	5,083	6,020	6,983	7,973	8,992
24	0,815	1,656	2,522	3,413	4.330	5,275	6,245	7,243	8,271	9,329
25	0,848	1,721	2,619	3,544	4,496	5,475	6,481	7,517	8,584	9,6[illegible]0
26	0,880	1,786	2,719	3,679	4,666	5,681	6,726	7,802	8,908	10,045
27	0,914	1,855	2,824	3,819	4,843	5,897	6,983	8 099	9,246	10 427
28	0,950	1,928	2,932	3,966	5,029	6,125	7,251	8,409	9,601	10,830
29	0,987	2,001	3,045	4,118	5,224	6,362	7,530	8,734	9,975	11.251
30	1,025	2,078	3.163	4,280	5,428	6,609	7,824	9,077	10,366	11,693
31	1,065	2,160	3,289	4,449	5,642	6,870	8,136	9,439	10,779	12,160
32	1,107	2.248	3,421	4,627	5,868	7,147	8,464	9,819	11,215	12,652
33	1,154	2,340	3,559	4,814	6,108	7,439	8,809	10,221	11,674	13,172
34	1,200	2,433	3,703	5,012	6,359	7,745	9,173	10,643	12,159	13,711
35	1,248	2,533	3,858	5,221	6,624	8,070	9.558	11,092	12,663	14,269
36	1,301	2,643	4,023	5.444	6,908	8,415	9,968	11.559	13,186	14,847
37	1,359	2,758	4.197	5,680	7,207	8,781	10,393	12,041	13,724	15,432
38	1,418	2,877	4,381	5,929	7,524	9,158	10,829	12,535	14,266	16,024
39	1,480	3,006	4,576	6,194	7.852	9,547	11,277	13,033	14,816	16,625
40	1,548	3,142	4,784	6,467	8,188	9,944	11,726	13,536	15,372	17,231
41	1,619	3,287	4,996	6,744	8,528	10,338	12,177	14,041	15,930	17,842
42	1,695	3,433	5,209	7,023	8,863	10,731	12,627	14,547	16,491	18,455
43	1,767	3,575	5,419	7,291	9,192	11,120	13,073	15,050	17,049	19,065
44	1,840	3,717	5,623	7,558	9,521	11,509	13,522	15,556	17,609	19,681
45	1,912	3,854	5,825	7,825	9,850	11,901	13,973	16,065	18,175	20,302
46	1,980	3,989	6,028	8,093	10,183	12,296	14,428	16,580	18,749	20,931
47	2,050	4,130	6,236	8,369	10,525	12,700	14,895	17,108	19,334	21,571
48	2,123	4,274	6,452	8,652	10,873	13,114	15,373	17,645	19,930	22,226
49	2,198	4,423	6,671	8,940	11,229	13,537	15,859	18,193	20,539	22,893
50	2,275	4,573	6,894	9,234	11,594	13,968	16,354	18,753	21,161	23,573
51	2,352	4,726	7,121	9,536	11,965	14,407	16,862	19,326	21,794	24,263
52	2,431	4,884	7,357	9,845	12,345	14,859	17,382	19,910	22,439	24,960
53	2,514	5,048	7,598	10,161	12,737	15,324	17,915	20,506	23,090	25,662
54	2,600	5,215	7,844	10,487	13,140	15,798	18,456	21,107	23,745	26,367
55	2,685	5,384	8,098	10,822	13,551	16,280	19,001	21.710	24,402	27,074
56	2,774	5,563	8,361	11,166	13,970	16,766	19,550	22,316	25,061	27,776
57	2,868	5,747	8,631	11,516	14,392	17,255	20,100	22,924	25,716	28,475
58	2,964	5,933	8,903	11,864	14,811	17,741	20,647	23,522	26,363	29,164
59	3,061	6,119	9,172	12,210	15,228	18,224	21.186	24,114	27,001	29,845
60	3,155	6,304	9,438	12,552	15.642	18,698	21,718	24,696	27,629	30,516

sicherung auf den Todesfall von 100 mit lebenslängl. Prämienzahlung.

Gesellschaften und einem Zinsfuss von $3^1/_2$ %.)

Nach Jahren:										
11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	25
9,004	9,972	10,969	11,996	13,052	14,137	15,255	16,407	17,592	18,812	25,458
9,335	10,339	11,373	12,437	13,530	14,655	15,815	17,009	18,237	19,503	26,369
9,681	10,722	11,794	12,895	14,028	15,197	16,400	17,637	18,912	20,224	27,295
10,042	11,122	12,231	13,373	14,551	15,763	17,009	18,294	19,616	20,980	28,243
10,417	11,535	12,686	13,873	15,094	16.351	17,646	18,979	20,354	21,760	29,210
10,808	11,968	13,165	14,397	15,663	16,969	18,313	19,699	21.117	22,568	30,196
11,215	12,423	13,664	14,942	16,259	17,614	19,012	20,442	21,906	23,401	31,200
11,645	12,898	14,186	15,515	16,882	18,293	19,736	21,212	22,721	24,249	32,223
12,094	13,395	14,736	16,116	17,539	18,996	20,485	22,008	23 551	25,119	33,260
12.564	13,918	15,311	16,748	18,219	19,723	21,260	22,817	24,400	26,006	34,314
13,060	14,467	15,918	17,404	18,923	20,475	22,048	23,647	25,268	26.909	35,385
13,582	15,048	16,549	18,083	19,652	21,241	22,856	24,494	26,153	27,833	36,469
14,134	15,651	17,202	18,787	20,394	22,026	23,682	25,358	27,056	28,773	37,566
14,706	16,275	17,878	19,502	21,153	22,827	24.522	26,239	27,975	29,726	38,677
15.298	16,919	18,563	20,233	21,927	23,641	25,379	27,135	28,905	30,694	39,800
15,910	17,574	19,264	20,978	22,714	24,472	26,250	28,042	29,852	31,675	40,932
16,532	18,244	19,980	21,737	23,518	25,317	27,132	28,965	30,812	32,670	42,075
17,166	18,924	20,705	22,509	24,333	26,172	28,028	29,900	31,782	33,674	43.218
17,807	19,613	21.442	23,290	25,154	27,037	28,934	30,842	32,760	34,688	44 361
18,457	20,312	22,187	24,078	25,987	27,912	29,848	31,793	33.749	35,712	45,501
19,114	21,017	22,937	24,875	26,828	28,793	30,768	32,753	34,746	36,742	46,638
19,775	21,725	23,694	25,678	27,674	29,679	31,696	33,720	35,747	37,777	47,762
20,437	22,438	24,455	26,483	28,522	30,572	32,629	34,690	36,753	38,808	48,874
21,100	23,152	25,215	27,289	29,374	31,467	33,564	35,662	37,752	39,834	49,972
21,769	23,870	25,981	28,104	30,234	32,368	34,505	36,632	38,752	40,858	51,057
22,443	24,594	26,756	28,926	31,101	33,277	35,445	37,604	39,749	41,879	52,129
23,124	25,328	27,541	29,758	31,976	34,186	36,387	38,575	40,746	42,892	53,183
23,820	26,077	28,339	30,602	32,857	35,103	37,334	39,549	41,739	43,902	54.229
24,531	26,839	29,150	31,452	33.745	36,023	38,284	40,515	42,728	44,908	55,260
25,253	27,613	29,965	32,307	34,635	36,946	39,229	41,486	43,713	45,906	56,284
25,986	28,391	30,786	33,166	35,528	37,864	40,171	42,448	44,691	46,897	57,288
26,725	29,175	31,611	34,028	36,417	38,779	41,108	43,408	45 661	47,875	58,280
27,469	29,963	32,439	34,886	37,304	39,690	42,040	44,352	46,619	48,845	59,264
28,218	30,755	33,263	35.742	38.187	40,595	42,965	45,289	47 570	49,802	60,231
28,969	31,542	34,085	36,593	39,063	41,494	43,878	46,218	48.508	50,754	61,178
29,715	32,326	34,901	37,437	39,933	42,380	44,783	47,134	49,439	51,687	62,109
30,459	33,104	35,711	38,275	40,790	43,259	45,675	48,044	50,354	52,610	63,033
31,196	33,877	36,514	39,101	41,640	44,125	46,562	48,938	51,259	53,526	63,943
31,924	34,639	37.303	39,917	42,475	44,984	47,430	49,819	52,154	54,425	64,884
32,643	35,388	38,082	40,719	43,304	45,825	48,287	50,692	53,033	55,304	65.835
33,348	36,127	38.847	41,513	44,114	46.654	49,135	51,550	53,892	56,169	66,820

Der beschränkte Raum erlaubt es uns hier nicht, für eine jede einzelne Versicherungscombination, wenn auch nur eine Berechnungsformel der Prämienreserve aufzustellen. Wir werden unserem Zwecke aber auch vollständig genügen, wenn wir nur für einige der hauptsächlichsten Versicherungsarten die Berechnungsformeln aus den Regeln α und β ableiten; nach der gegebenen Anleitung wird es dann einem Jeden mit Hülfe der letzteren Regeln möglich sein, für alle anderen Versicherungen die Reserveformeln selbstständig aufzustellen.

Betrachten wir zuerst die allgemeine Kapitalversicherung mit abgekürzter Prämienzahlung. Die jährliche Nettoprämie, welche für eine derartige mit dem a ten Lebensjahre erworbene Versicherung, h Jahre lang zu entrichten ist, bezeichneten wir (Seite 323) mit ${}_h p_a$. Der gegenwärtige Werth einer im Betrage von 1 bis zu dem a+hten Lebensjahre (das a+hte Lebensjahr vertritt hier das in der Regel auf S. 377 mit t bezeichnete Lebensjahr), oder was dasselbe ist, h-x Jahre laufenden Leibrente eines a+xjährigen ist nach Seite 314 dargestellt durch ${}_{h-x}R_{a+x}$. Da die Leistung der Bank hier ganz die nämliche ist, wie bei der vorigen Versicherung, so hat man natürlich als einmalige Nettoprämie eines a+xjährigen für diese Versicherung: P_{a+x}. Mithin ist

$$^x\mathfrak{R}[{}_h p_a] = P_{a+x} - {}_h p_a \cdot {}_{h-x}R_{a+x}. \tag{53}$$

(Beispiel 32.) Wie viel beträgt die Prämienreserve für die in Beispiel 7 angegebene Versicherung nach 6 Jahren? (Tafel und Zinsfuss die nämlichen.)

Es ist

$$^6\mathfrak{R}[{}_{10}p_{40}] = P_{46} - {}_{10}p_{40} \cdot R_{46}.$$

Nach Tafel III hat man nun $P_{46} = 0{,}48059$, und ferner nach Beispiel 7, ${}_{10}p_{40} = 0{,}05155$.

Mit Hülfe von Formel (11) oder (11a) und Tafel I findet man endlich ${}_4R_{46} = 3{,}729$.

Somit ist

$$^6\mathfrak{R}[{}_{10}p_{40}] = 0{,}48059 - 0{,}05155 \times 3{,}729 = 0{,}28836,$$

und die gesuchte Prämienreserve

$$1000 \times 0{,}28836 = 288{,}36 \text{ Thlr.}$$

Für **die gemischte Kapitalversicherung**, im Betrage von 1, welche mit dem aten Lebensjahre abgeschlossen wird, und h Jahre oder bis zum a+hten Lebensalter des Versicherten läuft, war (vergl. S. 335) die einmalige Nettoprämie ${}_h\mathfrak{P}_a$. Ist der Versicherte nicht a, sondern a+x Jahre alt, so läuft die nämliche Versicherung nur noch h-x Jahre; die einmalige Nettoprämie eines a+xjährigen für die nämliche Versicherung ist ${}_{h-x}\mathfrak{P}_{a+x}$, und also nach Regel α

$$^x\mathfrak{R}[{}_h\mathfrak{P}_a] = {}_{h-x}\mathfrak{P}_{a+x}. \qquad (54)$$

Die Prämienreserve der gemischten Kapitalversicherung mit jährlicher Prämienzahlung erhalten wir nach Regel β auf folgende Weise. Die Nettoprämie eines ajährigen für die vorliegende Versicherung auf h Jahre ist nach Seite 336 $\mathfrak{p}_a$. Als den gegenwärtigen Werth der im Betrage 1 bis zu dem a+hten Lebensjahre — oder h-x Jahre — laufenden Leibrente eines a+xjährigen hat man ${}_{h-x}R_{a+x}$. Da nun die einmalige Nettoprämie für die in Rede stehende Versicherung nach dem Vorhergehenden durch ${}_{h-x}\mathfrak{P}_{a+x}$ ausgedrückt wird, so ist schliesslich

$$^x\mathfrak{R}[{}_h\mathfrak{p}_a] = {}_{h-x}\mathfrak{P}_{a+x} - {}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_{h-x}R_{a+x}. \qquad (55)$$

Aus dieser Formel lassen sich auch einige andere ableiten.

Nach Formel (29) kann nämlich ${}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_hR_a = {}_h\mathfrak{P}_a$ und sonach auch ${}_{h-x}\mathfrak{p}_{a+x} \cdot {}_{h-x}R_{a+x} = {}_{h-x}\mathfrak{P}_{a+x}$ gesetzt werden. Es ist also ebenfalls

$$^x\mathfrak{R}[{}_h\mathfrak{p}_a] = {}_{h-x}\mathfrak{p}_{a+x} \cdot {}_{h-x}R_{a+x} - {}_h\mathfrak{p}_a \cdot {}_{h-x}R_{a+x},$$

oder mit Hülfe von Regel 10a (Seite 301)

$$^x\mathfrak{R}[{}_h\mathfrak{p}_a] = ({}_{h-x}\mathfrak{p}_{a+x} - {}_h\mathfrak{p}_a)\, {}_{h-x}R_{a+x}{}^{*}). \qquad (55a)$$

---

*) Durch ein ähnliches Raisonnement lässt sich übrigens auch für eine jede andere Versicherungscombination aus der mit Hülfe der Regel β gefundenen Reserveformel eine andere ableiten, welche die einmaligen Nettoprämien nicht enthält. Bei der Berechnung der Jahresprämien einer Versicherung haben wir immer zuerst die einmalige Prämie durch das Product aus der Jahresprämie und einem Rentenwerthe ausgedrückt (siehe z. B. Seite 320, 323, 325 u. s. w.). Substituirt man den letzteren Ausdruck statt der einmaligen Prämie in der betreffenden Reserveformel, und hebt dann den etwaigen gemeinschaftlichen Factor

Substituirt man ferner in dieser Gleichung den für $_{h}\mathfrak{p}_{a}$ resp. $_{h-x}\mathfrak{p}_{a+x}$ in Formel (29a) angegebenen Ausdruck und verfährt auf dieselbe Weise, wie bei Ableitung der Formel (52b), so erhält man für die Prämienreserve der vorliegenden Versicherung auch den folgenden einfachen Ausdruck:

$$^{x}\mathfrak{R}[_{h}\mathfrak{p}_{a}] = 1 - \frac{_{h-x}R_{a+x}}{_{h}R_{a}}. \qquad (55b)$$

(Beispiel 33.) Eine 32jährige Person hat eine gemischte Kapitalversicherung auf 28 Jahre im Betrage von 1000 Thlr. auf ihr Leben abgeschlossen. Wie hoch beläuft sich die Prämienreserve nach 5 Jahren für diese Versicherung, wenn die letztere *a*) durch einmalige, *b*) durch jährliche Prämienzahlung erworben ist (Tafel der 17 engl. Ges. $3^1/_2\,^0/_0$).

Für den Fall *a* ist nach Formel (54)

$$^{5}\mathfrak{R}[_{28}\mathfrak{P}_{32}] = {}_{23}\mathfrak{P}_{37}.$$

Mit Hülfe von Formel (28a), (11a) und Tafel I erhält man

$$^{5}\mathfrak{R}[_{28}\mathfrak{P}_{32}] = 0{,}51220,$$

und als die gesuchte Prämienreserve

$$1000 \times 0{,}51220 = 512{,}2 \text{ Thlr.}$$

Für den Fall *b* ist dagegen nach Formel (55a)

$$^{5}\mathfrak{R}[_{28}\mathfrak{p}_{32}] = ({}_{28}\mathfrak{p}_{37} - {}_{28}\mathfrak{p}_{32})\, {}_{23}R_{37}\,.$$

Durch Tafel VI erhält man unter Berücksichtigung, dass die Prämien in derselben für das Kapital 100 angegeben sind,

$${}_{28}\mathfrak{p}_{37} = 0{,}03551, \quad {}_{28}\mathfrak{p}_{32} = 0{,}02793;$$

ferner nach Formel (11) oder (11a) und Tafel I,

$${}_{23}R_{37} = 14{,}425.$$

Somit ist schliesslich

$$^{5}\mathfrak{R}[_{28}\mathfrak{p}_{32}] = (0{,}03551 - 0{,}02793) \times 14{,}425 = 0{,}10934,$$

und die zu ermittelnde Prämienreserve

$$1000 \times 0{,}10934 = 109{,}34 \text{ Thlr.}$$

---

aus, ganz wie es oben geschah, so wird man stets auf einen den Formeln (52a) und (55a) ganz ähnlichen Ausdruck für die Prämienreserve stossen (vergl. Formel 62a.).

Bei Anwendung von Formel (55b) und (11a) ergiebt sich dagegen

$$^{5}\mathfrak{R}[_{28}\mathfrak{p}_{32}] = 1 - \frac{_{23}R_{37}}{_{28}R_{32}} = 1 - \frac{14,4250}{16,1955} = 0,10932,$$

und die Prämienreserve als 109,32 Thlr. Dieser Betrag differirt ein wenig von dem mit Hülfe der Formel (55a) erhaltenen. Da wir aber bei der Berechnung nach Formel (55b) sechsstellige Rentenwerthe angewandt haben, so wird der letzterhaltene Werth die gesuchte Prämienreserve am genauesten darstellen.

Als fernere Beispiele mögen die folgenden kleinen Tabellen dienen. Dieselben sind nach Formel (55b) bei Anwendung sechsstelliger Rentenwerthe berechnet worden.

Tafel XVII. Die Prämienreserve der gemischten Kapitalversicherung von 100, unter Zugrundelegung der Tafel der 17 engl. Gesellschaften und dem Zinsfusse von $3^1/_2$%.

Die Prämienreserve beträgt, wenn das Versicherungskapital im Erlebungsfalle

a) beim 50. Lebensjahre ausgezahlt werden soll, nach Jahren:

Beitritts-Alter.	1	3	5	7	10	15	20	25	30
20	1,781	5,548	9,608	13,985	21,207	35,265	52,427	73,587	100
25	2.376	7,405	12,832	18,692	28,384	47,370	70,780	100	
30	3,296	10,284	17,842	26,025	39,623	66,478	100		
35	4,880	15,217	26,450	38,755	59,198	100			
40	8,154	25,539	44,479	65,156	100				

b) beim 55 Lebensjahre ausgezahlt werden soll, nach Jahren:

Beitritts-Alter.	3	5	7	10	15	20	25	30	35
20	4,318	7,466	10,851	16,414	27,166	40,170	56,039	75,498	100
25	5,590	9,670	14,060	21,289	35,343	52,492	73,521	100	
30	7,429	12,863	18,726	28,421	57,406	70,687	100		
35	10,293	17,855	26,047	39.642	66,360	100			
40	15,270	26,523	38,721	59,648	100				
45	25,890	44,065	64,904	100					

c) beim 60. Lebensjahre ausgezahlt werden soll, nach Jahren:

Beitritts-Alter.	3	5	7	10	15	20	25	30	35
25	4,408	7,611	11,045	16,671	27,515	40,590	56,289	75,454	100
30	5,675	9,806	14,244	21,543	35,695	52,687	73,432	100	
35	7,519	13,013	18,939	28,704	47,543	70,543	100		
40	10,417	18,038	26,228	39,696	66,136	100			
45	15,265	26,424	38,500	58,684	100				
50	25,151	43,845	64,455	100					

d) beim 65. Lebensjahre ausgezahlt werden soll, nach Jahren:

Beitritts-Alter.	3	5	10	15	20	25	30	35	40
25	3,634	6,264	13,649	22,391	32,800	45,009	59,388	76,939	100
30	4,569	7,878	17,205	28,309	41,334	56,674	75,398	100	
35	5,864	10,125	22,178	36,317	52,969	73,294	100		
40	7,771	13,411	29,144	47,671	70,285	100			
45	10,564	18,169	39,566	65,683	100				
50	15,221	26,148	58,063	100					
55	24,732	43,215	100						

Die einmalige Nettoprämie (gegenwärtiger Werth), welche im a ten Lebensjahre für eine mit dem a+hten Lebensjahre beginnende oder h Jahre **aufgeschobene Leibrente** zu zahlen ist, bezeichneten wir (Seite 333) mit ${}^{h}R_{a}$. Nach derselben Bezeichnung hat eine um x Jahre ältere Person für die nämliche Leibrente ${}^{h-x}R_{a+x}$ zu zahlen, denn für sie läuft ja die Leibrente nicht h, sondern nur h-x Jahre. Es ist also nach Regel α:

$$ {}^{x}\mathfrak{R}[{}^{h}R_{a}] = {}^{h-x}R_{a+x} \tag{56}$$

Ist die Aufschubszeit h kleiner als x, so ist offenbar die Leibrente des a+x jährigen eine sofort beginnende. Nehmen wir an, es sei die beim a+xten Lebensjahre fällige Rentenzahlung 1 von der Bank noch nicht gezahlt worden, so hat man demnach in diesem Falle

$$ {}^{x}\mathfrak{R}[{}^{h}R_{a}] = R_{a+x}. \tag{57}$$

Wurde jedoch diese bereits entrichtet, so ist

$$ {}^{x}\mathfrak{R}[{}^{h}R_{a}] = {}^{1}R_{a+x}. \tag{57 a}$$

Bemerkung. Die Formeln (57) und (57a) gelten auch dann, wenn $h = 0$, d. h. wenn die betreffende Leibrente des a jährigen keine aufgeschobene, sondern eine sofort beginnende ist.

Wird die obige h Jahre aufgeschobene Leibrente durch jährliche Prämienzahlung erworben, so ist die zu zahlende Netto-Jahresprämie dargestellt durch ${}^{h}p_a$ (Vgl. Seite 316). Die Leibrente eines a+xjährigen, die im Betrage 1 bis zum a+hten Lebensjahre oder h-x Jahre läuft, bezeichneten wir mit ${}_{h-x}R_{a+x}$. Nach Regel β ist also

$$ {}^{x}\mathfrak{R}[{}^{h}p_a] = {}^{h-x}R_{a+x} - {}^{h}p_a \cdot {}_{h-x}R_{a+x}. \qquad (58)$$

Ist die Aufschubszeit h kleiner als x, so sind von dem a+xjährigen keine weiteren Prämienzahlungen zu entrichten, und die Formel (58) verwandelt sich somit in die obige Formel (57) resp. (57a).

(Beispiel 34.) Jemand hat sich im Alter von 35 Jahren eine 20 Jahre aufgeschobene Leibrente von 100 Thlr. jährlich erworben. Wie hoch beläuft sich die Prämienreserve nach 11 Jahren für diese Versicherung, wenn die Leibrente *a*) mit einmaliger, *b*) mit jährlicher Prämienzahlung abgeschlossen wird (Tafel der 17 engl. Gesellsch. zu $3^1/_2{}^0/_0$).

Für den Fall *a* erhalten wir nach Formel (56)

$$ {}^{11}\mathfrak{R}[{}^{20}R_{35}] = {}^{9}R_{46}, $$

und bei Anwendung von Formel (9) und Taf. I

$$ {}^{11}\mathfrak{R}[{}^{20}R_{35}] = 7{,}904. $$

Die unter *a*) gesuchte Prämienreserve beträgt also dann $100 \times 7{,}904 = 790{,}4$ Thlr.

Für den Fall *b* ist dagegen nach Formel (58)

$$ {}^{11}\mathfrak{R}[{}^{20}p_{35}] = {}^{9}R_{46} - {}^{20}p_{35} \cdot {}_{9}R_{46}. $$

Mit Hülfe der Formeln (12) und (13) hat man daher

$$ {}^{11}\mathfrak{R}[{}^{20}p_{35}] = 7{,}904 - 0{,}35853 \times 7{,}456 = 2{,}673. $$

Es ist somit die unter *b*) gesuchte Prämienreserve $100 \times 2{,}673 = 267{,}3$ Thlr.

Für die mit dem a ten Lebensjahre abgeschlossene Versicherung von 1 auf den Lebensfall, welche beim a+hten Lebensjahre oder nach h Jahren fällig wird, beträgt die

einmalige Prämie ${}^{h}\mathfrak{P}_{a}$ (Seite 326). Da für einen a+xjährigen dieselbe Versicherung nur h-x Jahre läuft, so ist nach Regel α

$$ {}^{x}\mathfrak{R}\left[{}^{h}\mathfrak{P}_{a}\right] = {}^{h-x}\mathfrak{P}_{a+x}. \tag{59}$$

Die Leibrente eines a+xjährigen, welche im Betrage von 1 bis zum a+hten Lebensjahre oder h-x Jahre läuft, ist nach unserer Bezeichnung ${}_{h-x}R_{a+x}$, und die Jahresprämie eines ajährigen für die vorliegende Versicherung ${}^{h}\mathfrak{p}_{a}$; somit hat man nach Regel β

$$ {}^{x}\mathfrak{R}\left[{}^{h}\mathfrak{p}_{a}\right] = {}^{h-x}\mathfrak{P}_{a+x} - {}^{h}\mathfrak{p}_{a} \cdot {}_{h-x}R_{a+x}. \tag{60}$$

Schliesslich wollen wir noch aus den Regeln α und β die Reserveformeln für eine Versicherung auf verbundene Leben, nämlich für die **gegenseitige Ueberlebensversicherung**, ableiten. Gehen eine ajährige und bjährige Person eine derartige Versicherung ein, so haben sie für dieselbe als einmalige Netto-Prämie $P_{a,b}$ zu entrichten (Seite 349 oben). Es lässt sich mithin nach Regel α und der Anmerkung auf Seite 377

$$ {}^{x}\mathfrak{R}\left[P_{a,b}\right] = P_{a+x,b+x} \tag{61}$$

setzen. Für dieselbe Versicherung beträgt die jährliche Nettoprämie $p_{a,b}$ (Seite 349 unten). Die Verbindungsrente von 1 des a+x und b+xjährigen, deren gegenwärtigen Werth man hier nach Regel β (und zufolge der obigen einschlägigen Anm.) mit $p_{a,b}$ zu multipliciren hat, ist offenbar eine einfache, d. h. bis zum Tode des Erststerbenden laufende Verbindungsrente. Man hat also

$$ {}^{x}\mathfrak{R}\left[p_{a,b}\right] = P_{a+x,b+x} - p_{a,b} \cdot R_{a+x,b+x}. \tag{62}$$

Wir wollen mit diesem Ausdruck noch einige Umformungen vornehmen.

Nach Formel (42) ist $p_{a,b} = \frac{P_{a,b}}{R_{a,b}}$, oder $p_{a,b} \cdot R_{a,b} = P_{a,b}$.

Analog ist $p_{a+x,b+x} \cdot R_{a+x,b+x} = P_{a+x,b+x}$. Wird nun dieser letztere Werth statt $P_{a+x,b+x}$ in Formel (62) eingesetzt und der gemeinschaftliche Factor ausgehoben, (vergl. die Ab-

leitung der Formel (52a), so gelangt man zu der Gleichung:

$$^{x}\mathfrak{R}\,[p_{a,b}] = (p_{a+x,b+x} - p_{a,b})\,R_{a+x,b+x}. \qquad (62\,a)$$

Drücken wir ferner die in dieser Gleichung enthaltenen $p_{a,b}$ und $p_{a+x,b+x}$ mit Hülfe von Formel (42a) durch Rentenwerthe aus, und verfahren dann auf ähnliche Weise, wie bei Ableitung der Formel (52b), so erhalten wir die sehr bequeme Formel

$$^{x}\mathfrak{R}\,[p_{a,b}] = 1 - \frac{R_{a+x,b+x}}{R_{a,b}}. \qquad (62\,b)$$

(Beispiel 35.) Wie hoch beläuft sich die Prämienreserve nach 5 Jahren für die in Beispiel 24 angegebene Versicherung? (Deparcieux's Tafel zu $3^1/_2\,^0/_0$.)

Bei Anwendung von Formel (61) ist

$$^{5}\mathfrak{R}\,[P_{35,30}] = P_{40,35},$$

und da nach Formel (41) und Tafel X $P_{40,35}$ sich als 0,51183 ergiebt, so beträgt die gesuchte Prämienreserve $1000 \times 0{,}51183 = 511{,}83$ Thlr.

Wäre dieselbe Versicherung gegen jährliche Prämienzahlung abgeschlossen, so stellt sich die Berechnung der Prämienreserve folgendermaassen.

Nach Formel (62a) hat man

$$^{5}\mathfrak{R}\,[p_{35,30}] = (p_{40,35} - p_{35,30})\,R_{40,35},$$

und nach Tafel X $\quad R_{40,35} = 14{,}436.$

Ferner findet sich durch Formel (42a) und Taf. X

$$p_{40,35} = 0{,}03546 \text{ und } p_{35,30} = 0{,}03130.$$

Mithin ist

$$^{5}\mathfrak{R}\,[p_{35,30}] = (0{,}03546 - 0{,}03130) \times 14{,}436 = 0{,}06005$$

und die zu ermittelnde Prämienreserve $1000 \times 0{,}06005 =$ 60,05 Thlr.

Wir haben bisher bei der Ermittlung der Prämienreserve stets angenommen, dass die letztere nach vollen Jahren zu berechnen sei. Dies wird aber in der Wirklichkeit sehr selten der Fall sein. Eine Lebensversicherungsbank schliesst

nicht nur jährlich einmal, sondern im Laufe des ganzen Jahres Versicherungen ab, und es kommen daher bei der Ermittlung der Prämienreserve einer Bank gewöhnlich nicht bloss ganze Versicherungsjahre, sondern auch Jahresbruchtheile in Betracht. Die Berechnung der Prämienreserve für eine Versicherung, die ausser x ganzen Jahren noch $\frac{n}{m}$ eines Jahres bestanden hat, kann nun auf verschiedene Weise bewerkstelligt werden; am einfachsten geschieht sie durch die sogenannte Interpolation oder Einschaltung, die wir hier folgen lassen.

Bezeichnet ganz allgemein ${}^{x}\mathfrak{R}_{a}$ die Prämienreserve am Ende des xten Versicherungsjahres für eine mit dem aten Lebensjahre abgeschlossene Versicherung, und π_a die für diese Versicherung am Anfang eines jeden Jahres zu entrichtende Nettoprämie, so hat man offenbar als die Prämienreserve zu Anfang des x+1ten Versicherungsjahres: ${}^{x}\mathfrak{R}_{a}+\pi_a$. Der obigen Bezeichnung gemäss ist aber die Prämienreserve am Ende des x+1ten Jahres ${}^{x+1}\mathfrak{R}_{a}$, und somit die Zunahme der Prämienreserve im x+1ten Versicherungsjahre $= {}^{x+1}\mathfrak{R}_{a} - ({}^{x}\mathfrak{R}_{a}+\pi_a) = {}^{x+1}\mathfrak{R}_{a} - {}^{x}\mathfrak{R}_{a} - \pi_a$.*) Nehmen wir nun an, dass diese Zunahme während des ganzen Jahres gleichmässig erfolgt, was von der Wirklichkeit im Wesentlichen auch nicht abweicht, so ist hiernach die Zunahme der Prämienreserve während z. B. $\frac{3}{4}$ des x+1ten Jahres: $\frac{3}{4} \times ({}^{x+1}\mathfrak{R}_{a}-{}^{x}\mathfrak{R}_{a}-\pi_a)$, und allgemein während $\frac{n}{m}$ des x+1ten Jahres: $\frac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_{a}-{}^{x}\mathfrak{R}_{a}-\pi_a)$. Mithin erhalten

*) In der Regel nimmt die Reserve innerhalb eines Versicherungsjahres — von der Zahlung einer Prämie bis zur Zahlung der nächstfolgenden — nicht zu, sondern ab, weil der Betrag, welcher aus der Reserve den laufenden Sterbefallzahlungen rechnungsmässig zugeschossen werden muss, in den meisten Versicherungsjahren, namentlich den jüngeren, grösser ist, als der Betrag, um welchen die Reserve durch Verzinsung (und Vererbung) wächst (vergl. Beispiel 36). Es ist aber hier gleichgültig, ob wir die Prämienreserve im Laufe des x+1ten Jahres als zunehmend oder abnehmend auffassen, denn der Werth ${}^{x+1}\mathfrak{R}_{a}-{}^{x}\mathfrak{R}_{a}-p_a$ erscheint ja von selbst in der Formel bei einer Zunahme als positiv, und bei einer Abnahme als negativ.

wir für die Prämienreserve nach $x+\frac{n}{m}$ Versicherungsjahren:

$$^{x+\frac{n}{m}}\mathfrak{R}_a = {}^x\mathfrak{R}_a + \pi_a + \tfrac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a - \pi_a).$$

Dieser Ausdruck lässt sich aber in einen etwas einfacheren umformen.

Nach Regel (10) ist nämlich, wenn ${}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a$ als eine Grösse betrachtet wird, $\frac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a - \pi_a) = \frac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a) - \frac{n}{m}\pi_a$, demnach ${}^{x+\frac{n}{m}}\mathfrak{R}_a = {}^x\mathfrak{R}_a + \pi_a + \frac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a) - \frac{n}{m}\pi_a$, oder da nach Regel (10a) $\pi_a - \frac{n}{m}\pi_a = \pi_a(1 - \frac{n}{m}) = \pi_a(\frac{m}{m} - \frac{n}{m}) = \pi_a . \frac{m-n}{m}$, ${}^{x+\frac{n}{m}}\mathfrak{R}_a = {}^x\mathfrak{R}_a + \frac{n}{m}({}^{x+1}\mathfrak{R}_a - {}^x\mathfrak{R}_a) + \frac{m-n}{m} . \pi_a$ (63)

Anmerkung. Ist die Versicherung mit einmaliger Prämienzahlung erworben, so fällt selbstverständlich $\frac{m-n}{m} . \pi_a$ in der Formel weg.

(Beispiel 36.) Jemand hat sich im Alter von 34 Jahren auf den Todesfall (allgemeine Kapitalversicherung) im Betrage von 2000 Thlr. versichert. Wie viel beträgt die Prämienreserve nach $6\frac{5}{12}$ Jahren, wenn die Versicherung mit jährlicher Prämienzahlung abgeschlossen wurde. (Taf. der 17 engl. Ges., $3^1/_2{}^0/_0$.)

Nach Formel (63) hat man

$$^{6+\frac{5}{12}}\mathfrak{R}_{34} = {}^6\mathfrak{R}_{34} + \tfrac{5}{12} \times ({}^7\mathfrak{R}_{34} - {}^6\mathfrak{R}_{34}) + \tfrac{7}{12}\pi_{34}.$$

Für unseren besonderen Fall ist aber bei einer Versicherungssumme von 100 nach Taf. XVI

$$^6\mathfrak{R}_{34} = 7{,}745 \text{ und } {}^7\mathfrak{R}_{34} = 9{,}173,$$

und ferner nach Taf. III $\pi_{34} = 2{,}028$, sonach

$$^{6+\frac{5}{12}}\mathfrak{R}_{34} = 7{,}745 + \tfrac{5}{12} \times (9{,}173 - 7{,}745) + \tfrac{7}{12} \times 2{,}028 = 9{,}523.$$

Die gesuchte Prämienreserve ist mithin für 2000 Thlr. $9{,}523 \times 20 = 190{,}46$ Thlr.

Ist die Versicherung nicht mit jährlicher, sondern einmaliger Prämienzahlung abgeschlossen, so erhält man nach der obigen Anmerkung

$$^{6+\frac{5}{12}}\mathfrak{R}_{34} = {}^{6}\mathfrak{R}_{34} + \tfrac{5}{12} \times ({}^{7}\mathfrak{R}_{34} - {}^{6}\mathfrak{R}_{34}),$$

und für den vorliegenden Fall bei einer Versicherungssumme von 1 nach Formel (51) und Taf. III

$$^{6+\frac{5}{12}}\mathfrak{R}_{34} = 0{,}42323 + \tfrac{5}{12} \times (0{,}43220 - 0{,}42323) = 0{,}42697.$$

Als die zu ermittelnde Prämienreserve hat man also $2000 \times 0{,}42697 = 853{,}94$ Thlr.

Für Versicherungen mit terminlicher Prämienzahlung ist die Prämienreserve nach x vollen Jahren ganz so zu berechnen als für Versicherungen mit jährlicher Prämienzahlung, d. h. so als ob die in jedem Jahre fälligen Prämienzahlungen bereits sämmtlich zu Anfang des Jahres gezahlt wären. Soll aber die Prämienreserve für solche Versicherungen nicht nach ganzen Versicherungsjahren, sondern nach $x+\frac{n}{m}$ Jahren ermittelt werden, so kann man die Prämienreserve zwar wie oben berechnen, muss aber dann von dem erhaltenen Werthe die im $x+1$ten Jahre noch fälligen terminlichen Prämienzahlungen abziehen.

Bei der Berechnung der Prämienreserve für $\frac{n}{m}$ eines Versicherungsjahres zogen wir nur die am Anfang des Jahres entrichtete Nettoprämie, nicht aber die wirklich gezahlte Tarifprämie in Betracht. Es ist aber einleuchtend, dass auch von der in der Tarifprämie enthaltenen Zusatzprämie, die ja für das ganze Versicherungsjahr berechnet ist, ein Theil reservirt werden muss, um die Verwaltungskosten etc. für den noch nicht verflossenen Theil des Jahres zu decken. Dieser Theil der Zusatzprämie darf jedoch nicht mit der Prämienreserve, die ihrer Bestimmung gemäss nur aus Nettoprämien bestehen soll, verschmolzen werden, und ist desshalb als ein Posten für sich zu berechnen. Bedeutet φ_a die Bruttoprämie einer Versicherung, so ist die der Nettoprämie zugefügte Zusatzprämie dargestellt durch $\varphi_a - \pi_a$, und da sich die Verwaltungskosten ungefähr gleichmässig über das ganze Versicherungsjahr vertheilen, so können wir den von der Zusatzprämie für z. B. $^3/_4$ des Jahres zu reservirenden Theil $= {}^3/_4\,(\varphi_a - \pi_a)$, und den allge-

mein für $1-\frac{n}{m}$ oder $\frac{m-n}{m}$ des Jahres zurückzulegenden Theil $= \frac{m-n}{m}(\varphi_a - \pi_a)$ setzen. Diesen Werth bezeichnet man gewöhnlich mit „Reserve der Verwaltungskosten", unter welchem Namen derselbe auch in den Bilanzen der Gesellschaften erscheint. Viele Gesellschaften trennen aber auch der bequemeren Rechnung wegen die in der Formel (63) enthaltene Grösse $\frac{m-n}{m}.\pi_a$ von der übrigen Prämienreserve, und führen dann nicht $\frac{m-n}{m}(\varphi_a - \pi_a)$, sondern $\frac{m-n}{m}(\varphi_a - \pi_a) + \frac{m-n}{m}.\pi_a = \frac{m-n}{m}.\varphi_a - \frac{m-n}{m}.\pi_a + \frac{m-n}{m}.\pi_a = \frac{m-n}{m}.\varphi_a$ unter dem Namen Prämienübertrag als besonderen Posten auf. Welches von diesen beiden Verfahren bei der Rechnungsablegung einer Bank eingeschlagen wird, ist, praktisch genommen, völlig gleichgültig, da beide eine gleich hohe Gesammtreserve ergeben; vom wissenschaftlichen Standpunkte dürfte jedoch die von uns zuerst angegebene Rechnungsmethode der nachher mitgetheilten vorzuziehen sein, da sowohl die volle Prämienreserve wie die Reserve der Verwaltungskosten streng definirt werden können, während weder das Prämienübertragen noch die verstümmelte Prämienreserve einer ordentlichen Begriffsbestimmung fähig sind.

Da die Prämienreserve ein Fond ist, der als Deckungsmittel künftiger Bankzahlungen erst nach einer Reihe von Jahren zur Verwendung gelangt, so ist es selbstverständlich, dass schlecht verwaltete Gesellschaften, bei denen die in den Tarifprämien enthaltenen Zuschläge zur Deckung übermässiger Verwaltungskosten nicht ausreichen, schliesslich den Prämienreservefond angreifen, um den augenblicklichen Geldmangel zu decken. Hohe Abschlussprovisionen und Gehalte, prunkhafte Einrichtungen und künstliche Dividenden, das sind gewöhnlich die Factoren, welche das Zurückstellen der rechnungsmässigen Prämienreserve unmöglich machen. Um jedoch dem meistens nicht sachverständigen Publikum die eingetretene Insolvenz so lange wie möglich verheimlichen zu können, pflegen solche Gesellschaften die Prämienreserve zwar nicht auf ganz willkürliche Weise, sondern nach gewissen Principien herabzudrücken, d. h. sie

berechnen die Prämienreserve auf eine andere, als die oben gezeigte Weise, wodurch dieselbe rechnungsmässig als zu klein erscheint. Je nach der eigenthümlichen Beschaffenheit der dieser Berechnungsmethoden zu Grunde gelegten falschen Principien können dieselben im Ganzen auf die drei folgenden zurückgeführt werden.

1. Prämienreserveberechnung mit ganzer oder theilweiser Kapitalisirung der Prämienzuschläge. Nach dieser Berechnungsmethode vermindert man die richtige Prämienreserve um den gegenwärtigen Werth sämmtlicher oder eines Theiles der künftighin für eine jede Versicherung zu erwartenden Zuschläge, wodurch dieselbe selbstverständlich bedeutend kleiner ausfällt. Bei der Prämienreserveberechnung mit Kapitalisirung sämmtlicher Prämienzuschläge, oder wie sie auch genannt wird, die Berechnung nach Bruttoprämien, geht man von dem Gedanken aus, dass eine Versicherung nach ihrem Abschlusse keine weiteren Verwaltungskosten etc. verursacht. Das Irrige in einer derartigen Voraussetzung und somit auch in dieser Prämienberechnungsmethode näher zu erörtern, dürfen wir wohl als unnöthig ansehen, sie geht streng genommen auf nichts anderes aus, als dass die mit den älteren Versicherungen verbundenen Kosten durch den steten Zugang neuer Versicherungen gedeckt werden sollen. Eine Gesellschaft, welche diese Berechnungsweise der Prämienreserve adoptirt hat, wird desshalb stets durch die fieberhaftesten Anstrengungen neue Opfer heranzulocken suchen, aber gerade durch die wachsende Zahl der laufenden Versicherungen wächst das Deficit, und der Bankerott wird unvermeidlich. Ebenso verwerflich, als die Berechnung der Prämienreserve nach Bruttoprämien, ist dem Principe nach die Ermittlung derselben bei theilweiser Kapitalisirung der Prämienzuschläge oder nach der sogenannten Zillmer'schen Methode, von welcher die Berechnungsweise nach Bruttoprämien nur einen speciellen Fall bildet. Gewöhnlich ist es die dem Agenten für die neu erworbene Versicherung gezahlte Abschlussprovision, welche man, anstatt sie nach und nach durch die der Bank anheimfallenden Prämien-

zuschläge zu tilgen, resp. ganz offen auf das Conto vorausbezahlter Provisionen zu schreiben, von dem Eigenthum des Versicherten, der Prämienreserve, widerrechtlich kürzt. Zwar bildet man sich ein, es werde ein Theil des künftighin von dem Versicherten zu zahlenden Zuschlages nach Abzug der laufenden Verwaltungskosten übrig bleiben, durch welche sich dann die Prämienreserve allmählich auf die richtige Höhe bringen lässt, indessen sind bei denjenigen Banken, die solche Manöver nöthig haben, die Abschlussprovisionen und die übrigen Verwaltungskosten in der Regel so hoch, dass der von dem Zuschlage erübrigte Theil viel zu gering ausfällt, um die bei der Prämienreserve gemachte Anleihe tilgen zu können. Die Berechnung der Prämienreserve nach der Zillmer'schen Methode geschieht selbstverständlich, indem man den wahren Werth der Prämienreserve um den gegenwärtigen Werth einer während der Dauer der Prämienzahlung laufenden Leibrente, deren Werth beim Abschluss der Versicherung der Abschlussprovision gleichkam, vermindert.

Da einige Gesellschaften die Anleihe höher greifen, als die volle erstjährige, resp. die zweijährige Prämienreserve, der jüngeren und mittleren Altersklassen, so fängt die Reserve nach der Zillmer'schen Methode bei diesen Beitrittsaltern mit einem Minus an, d. h. die erstjährige resp. erst- und zweijährige ganze Bruttoprämie reicht nicht einmal zur Deckung der Abschlussprovision und der laufenden Sterblichkeit hin. Am Auffallendsten tritt dies natürlich bei dem äussersten Fall der Zillmer'schen Methode, bei der Reservenermittlung nach vollen Bruttoprämien, hervor. Man nennt desshalb diese Art Reserveberechnungen auch zuweilen die Methoden der „negativen Prämienreserve“. Zur Veranschaulichung der durch Anwendung der Zillmer'schen Methode gewonnenen Reservekürzungen theilen wir die folgenden Täfelchen mit.

Prämienreserve nach Nettoprämien und Prämienreserve bei ganzer und theilweiser Kapitalisirung der Prämienzuschläge.
(Allgem. Kapitalversicherung auf den Todesfall von 100 mit lebenslänglicher Prämienzahlung, Tafel der 17 engl. Gesellsch. Zinsfuss $3\frac{1}{2}$%.)

a)
Prämienreserve nach Nettoprämien.

Beitritts-Alter.	Die Versicherung hat bestanden Jahre: 1	3	5	10	20
20	0,703	2,172	3,733	8,062	18,812
30	1,025	3,163	5,428	11,693	26,909
40	1,548	4,784	8,188	17,231	36,742
50	2,275	6,894	11,594	23,573	46,897

b)
Prämienreserve bei einer Abschlussprovision (Anleihe) von $1^1/_2$% der Versicherungssumme.

20	—0,787	0,705	2,289	6,683	17,594
30	—0,460	1 710	4,009	10,368	25,813
40	+0,071	3,356	6,811	15,989	35,793
50	0,809	5,497	10,268	22,427	46,100

c)
Prämienreserve nach vollen Bruttoprämien bei einem Zuschlage von 15% der Bruttoprämie.

20	—3,611	—2,078	—0,449	4,068	15,285
30	—4,125	—1,876	+0,507	7,098	23,106
40	—4,703	—1,261	2,359	11,976	32,725
50	—5,386	—0,405	4,663	17,581	42,734

2. Prämienreserveberechnung nach einem höheren Zinsfusse, als dem der Prämienermittlung zu Grunde gelegten. Bei der Anwendung eines höheren Zinsfusses vermindert sich selbstverständlich der gegenwärtige Werth der künftigen Bankleistungen, und hierdurch auch die Prämienreserve. Zwar erhält man für die künftigen Prämienzahlungen des Versicherten ebenfalls einen kleineren Werth, jedoch vermag dieser Umstand nicht, ausser in den höheren Altersklassen, die durch den geringeren

Werth der Bankleistungen hervorgebrachte Verminderung der Prämienreserve auszugleichen. Die Herabdrückung der Prämienreserve bei dieser Methode geht aus der nachstehenden Uebersicht hervor.

Prämienreserve nach 3 und 4 %
für eine Kapitalversicherung auf den Todesfall von 100 mit jährlicher Prämienzahlung (Taf. der 17 engl. Gesellsch.).

Beitritts-Alter.	Nach 10 Jahren.		Nach 15 Jahren.		Nach 20 Jahren.		Nach 25 Jahren.	
	3 %	4 %	3 %	4 %	3 %	4 %	3 %	4 %
30	12,686	10,793	20,311	17,645	28,603	25,333	37,266	33,603
40	18,229	16,299	28,151	25,570	38,263	35 283	48,223	45,100
50	24,502	22,680	36,684	34,411	48,147	45,679	58,511	56,087

3. Prämienreserveberechnung nach einer anderen Mortalitätstafel, als der, der Prämienermittlung zu Grunde gelegten. Die Anwendung einer Mortalitätstafel, welche eine grössere Sterblichkeit zeigt, als die der Prämienberechnung zu Grunde liegende, bringt in den meisten Altersstufen eine bedeutende Kürzung der Prämienreserve hervor. Je grösser nämlich die Sterblichkeit der Tafel ist, je höher sind die Nettoprämien und je höher die Nettoprämien sind, oder vielmehr je grösser der gegenwärtige Werth der Nettoprämien ist, je niedriger stellt sich dann auch die Prämienreserve. Man nimmt bei dieser Methode also die Nettoprämien höher an, als sie in der Wirklichkeit sind, d. h. dieselben sind mit der Kapitalisirung eines Theiles der Prämienzuschläge identisch. Aus den folgenden vergleichenden Resultaten lässt sich ein ungefährer Begriff über die Wirkung der vorliegenden Methode bilden.

Prämienreserve nach zwei verschiedenen Tafeln zu 3 %.
(**a**: Taf. der 17 engl. Ges. **b**: Northampton-Tafel.)

Beitritts-Alter.	Nach 10 Jahren.		Nach 15 Jahren.		Nach 20 Jahren.		Nach 25 Jahren.	
	a	b	a	b	a	b	a	b
30	12,686	11,490	20,311	17,998	28,603	25,018	37,266	32,149
40	18,229	15,277	28,151	23,340	38,263	32,018	48,223	41,319
50	24,502	19,765	36,684	30,740	48,147	43,187	58,511	44,651

Wir haben bisher zwei verschiedene Reserven angeführt, deren Existenz bei einer Lebensversicherungsbank unumgänglich nothwendig sind, nämlich die Prämienreserve und die Prämienüberträge resp. die Verwaltungskostenreserve. Ausser diesen Fonds erscheinen in den Bilanzen der Gesellschaften gewöhnlich noch einige andere Reserven, die sich im Ganzen auf die drei folgenden zurückführen lassen, nämlich: die Schädenreserve, die Gewinnreserve und die Kapitalreserve. Da die Definition und die Berechnung dieser Reserven meistens sehr einfach sind, so beschränken wir uns hier darauf, dieselben in aller Kürze zu erörtern.

Bekanntlich haben die Lebensversicherungsgesellschaften nach dem Tode des Versicherten für die Auszahlung der versicherten Summe eine Frist bis zu drei Monaten und es werden daher bei einem grösseren Geschäftsstande am Schlusse des Geschäftsjahres stets eine bedeutende Anzahl Kapitalien fällig, deren Auszahlung erst später vor sich geht. Ebenfalls finden sich beim Abschlusse des Geschäftsjahres gewöhnlich noch einige andere Summen als fällig vor, die zwar aus früheren Geschäftsjahren herstammen, jedoch besonderer Umstände halber noch nicht gezahlt wurden. Diese und die ersteren Kapitalien dürfen selbstverständlich dem abgelaufenen Geschäftsjahre nicht auf Kosten des nächsten Jahres als Gewinn gutgeschrieben werden; es ergiebt sich vielmehr die Nothwendigkeit, eine besondere Reserve zu bilden, welche die erwähnten Kapitalien umfasst. Diese Reserve bezeichnet man ihrer Bestimmung gemäss mit dem Namen Schädenreserve. Die Berechnungsweise derselben ist einfach durch ihre Begriffsbestimmung erledigt; doch müssen wir hinzufügen, dass diejenigen Kapitalien, deren Auszahlungstermin noch nicht abgelaufen war, ohne Zinsen reservirt werden, während man solche, deren Auszahlung durch besondere Umstände über diesen Termin hinaus verzögert wurden, mit Zinsen zurückzustellen pflegt.

Wir gehen jetzt über zur Gewinnreserve. Dieselbe findet sich nicht bei allen, sondern nur bei einzelnen, gewöhnlich Gegenseitigkeits-Gesellschaften vor. Man reservirt

nämlich den ganzen innerhalb eines jeden Geschäftsjahres erzielten Gewinn eine gewisse Anzahl Jahre, und bringt denselben erst dann zur Vertheilung. Der Zweck der Gewinnreserve ist der, die etwaigen Verluste späterer Geschäftsjahre ohne Nachzahlungen der Versicherten resp. ohne Heranziehung des Aktienkapitals decken zu können. Was die Ermittlung des Gewinnes anbetrifft, so ergiebt sich die Höhe desselben ganz einfach aus den Bilanzen der Gesellschaften, indem der Gewinn der Differenz aus den Activis und Passivis gleichkommt.

Erwähnt sei hier indess, dass heute auch fast alle Lebensversicherungs-Gesellschaften auf Actien — einige sogar ohne Erhöhung der Prämien wie z. B. die scandinavischen Compagnien, die „Teutonia“ in Leipzig, der „Janus“ in Hamburg, der „Kosmos“ in Zeist etc. — die Versicherung mit Gewinnantheil eingeführt haben und solchen nach 2, 3, 4 oder 5 Jahren zur Verfügung stellen. Was die Systeme anbelangt, nach welchen der disponible Gewinnfonds zur Vertheilung gebracht wird, so seien hier folgende hauptsächliche Arten genannt. 1. Gewinnvertheilung nach Verhältniss der einfachen Jahresprämie; 2. Gewinnvertheilung nach Verhältniss aller bereits gezahlten Jahresprämien, und 3. Gewinnvertheilung nach Verhältniss der zurückgestellten Prämienreserve. Von einzelnen Specialitäten möchten wir noch hervorheben das System der Deutschen Lebens-V.-G. zu Lübeck: Gleichzeitige Vertheilung der Dividende nach Verhältniss der Versicherungssumme und nach der gezahlten Jahresprämie; ferner das System der Lebensversicherungs-Bank f. D. in Gotha: Gleichzeitige Vertheilung der Dividende nach Verhältniss der Jahresprämie und nach der zurückgestellten Prämienreserve; endlich aber das System der Schweizerischen Rentenanstalt in Zürich: Vertheilung der Dividende in Form von Gewinn-Altersrenten nach Einzahlung resp. Erfüllung der versicherten Summe.

Diejenigen Gesellschaften, welche den erzielten Ueberschuss nicht erst nach einer Reihe von Jahren, sondern sofort vertheilen, besitzen selbstverständlich keine Gewinn-

reserve. Um jedoch etwaigen Ausfällen dennoch ohne Heranziehung des Grundkapitals etc. begegnen zu können, stellen sie dann gewöhnlich einen Theil des erzielten Ueberschusses zurück. Aus diesen zurückgestellten Gewinnantheilen bildet sich nach und nach ein grösserer Fond, dem man die Bezeichnung Kapitalreserve beilegt. Die Höhe der Kapitalreserve ist also nicht etwa wie die der Prämienreserve eine nach dem Versicherungsbestande ganz bestimmte, sie gestaltet sich vielmehr ebenso wie die Gewinnreserve, je nach den erzielten Ueberschüssen verschieden. Neuere streng wissenschaftliche Untersuchungen über das „mittlere Risico" bei Lebensversicherungen haben zwar einen ungefähren Maasstab für die Höhe der zurückzustellenden Kapitalreserve geliefert, da jedoch die jüngeren Gesellschaften, bei welchen der geringen Betheiligung wegen das Risico am grössten ist, sich selten in der glücklichen Lage befinden, nach richtiger Zurückstellung der Prämienreserve und Deckung des Verwaltungsaufwandes noch etwas übrig zu haben, so wird die Theorie des mittleren Risico gerade da, wo es am nothwendigsten ist, für die Bestimmung der Kapitalreserve nicht Anwendung finden können. Uebrigens sind bei der Feststellung des mittleren Risicos nur diejenigen Verluste, welche durch Schwankungen der Sterblichkeit entstehen, in Betracht gezogen worden; für andere Verluste der Bank an Kapitalien oder Zinsen bietet dasselbe keinen Maasstab. Die Kapitalreserve soll jedoch auch für diese letzteren Fälle, deren Wahrscheinlichkeit sich nicht einmal annähernd bestimmen lässt, ein Aequivalent enthalten, und somit bleibt auch bei denjenigen Gesellschaften, welche über bedeutende Ueberschüsse disponiren, die Höhe dieser Reserve immerhin nur eine willkürliche.

Joachim & Jüstel, Leipzig.

Anzeigen einiger in- und ausländischer Lebens-Versicherungs-Banken.

Der unterzeichnete Verleger von Karup's Handbuch der Lebensversicherung hat geglaubt, dass die nachstehenden Anzeigen gerade für die hier in Frage kommenden Leserkreise nicht ohne Interesse sein dürften. Bezüglich der Gesellschaften wurde ohne jede Auswahl, nur der erfolgten Einsendung gemäss verfahren. Ganz war eine Redaction nicht zu vermeiden, dieselbe beschränkt sich aber lediglich auf die Anordnung und möglichste äussere Uebereinstimmung.

ALBERT FRITSCH.

Die Entwickelung des Lebensversicherungs-Geschäfts bei der Lebensversicherungs-Actiengesellschaft Nordstjernan in Stockholm. — Die Zahlen verstehen sich in schwedischen Kronen.

Jahre	Während des Jahres					Am Ende des Jahres		
	Neue Versicherungssumme	Annullirte Versicher.-Summe	Prämien-Einnahme.	Erstattungen für Todesfall.		Versicherungssumme	Zahl der Versicherten	Prämien-Reserve.
				Zahl	Summa*			
1872	3,701,850	284,200	125,347	—	— —	3,417,650	482	71,704
1873	5,070,240	399,626	282,502	3	40,000	8,088,264	1,118	219,874
1874	5,918,000	785,000	486,596	4	30,500	13,221,264	1,850	543,290
1875	3,753,631	1,048,300	581,893	13	79,423	15,926,595	2,260	886,699
1876	3,327,345	1,112,971	673,463	12	54,049	18,140,969	2,610	1,314,215
1877	4,631,861	1,279,957	778,693	15	91,300	21,492,873	3,101	1,764,631
1878	3,331,332	1,821,629	804,071	22	130,840	23,002,576	3,327	2,212,649
1879	3,231,922	2,083,493	816,712	27	245,000	24,151,005	3,526	2,632,056
1880	3,861,121	1,523,216	892,810	25	160,856	26,488,910	3,832	3,164,839
1881	5,682,413	1,609,726	1,028,001	29	189,937	30,561,597	4,328	3,750,114
1882	5,890,720	1,846,875	1,147,423	56	374,950	34,605,512	4,809	4,330,592
1883	8,165,748	2,291,285	1,338,658	55	330,285	40,479,975	5,617	5,018,881

*) Die Rückversicherungsbeträge nicht abgezogen.

Allgemeine Deutsche Kranken- und Sterbe-Kasse

„Schutz und Trutz“

in

Dresden.

Errichtet und staatlich genehmigt im Jahre 1878.
Erweitert im Jahre 1880.

Vorstand:
Graf von BLÜCHER, Pr.-Lieutenant der Ldw.
EUGEN REBLING, Stellvertreter.

Die Höhe des im Sterbefalle eines Kassenmitgliedes den Hinterbliebenen desselben oder dem Inhaber des Sterbekassen-Buches zu zahlenden Sterbegeldes richtet sich nach der Höhe desjenigen Beitrages, den das verstorbene Mitglied bei Lebzeiten dem nachfolgenden Tarife gemäss geleistet hat. Der Beitrag erhöht sich mit dem fortschreitenden Alter nicht. Der Mindestbetrag von Sterbegeld ist 100 M., der Höchstbetrag 1000 M. Das Eintrittsgeld in die Sterbekasse beträgt 1 M. Dem Mitgliede steht es frei zu bestimmen, zu wessen Gunsten das Sterbekassen-Buch ausgestellt werden soll. Sterbekassen-Bücher, wenn für dieselben mindestens fünf volle Jahre Beiträge entrichtet sind, werden bis zur Höhe des Zeitwerthes (Reserve) beliehen. Auch kauft die Kasse Sterbekassen-Bücher, wenn für dieselben mindestens fünf volle Jahre Beiträge entrichtet sind, zurück und gewährt als Rückkaufspreis dreiviertel der für das betreffende Sterbekassen-Buch zurückgestellten Reserve.

Zusammenstellung der Geschäftsergebnisse der Sterbekasse.

Jahr	Bestand am Schluss des Jahres.		Jahres-einnahme	Ausgezahlte Sterbegelder	Reservefond
	Policen	Versich.-Summe			
1879	864	249,850	2,937	450	1,501
1880	2,539	749,400	19,285	4,350	9,019
1881	3,288	944,290	26,713	7,100	18,029
1882	4,276	1,204,760	39,024	12,950	29,937
1883	4,751	1,314,415	41,245	8,921	42,995
Bis Novbr. 1884	6,010	1,628,000	—	16,495	—

Mitglieds-Beitrag für ein Sterbegeld von 100 Mark
bei der Allgemeinen Deutschen Kranken- und Sterbe-Kasse
„Schutz und Trutz“ in Dresden.

Eintrittsalter	Mitglieds-Beitrag							
	jährlich		halbjährlich		vierteljährlich		monatlich	
	M.	Pf.	M.	Pf.	M.	Pf.	M.	Pf.
21 Jahre	2	26	1	15	—	58	—	20
22 „	2	31	1	18	—	60	—	21
23 „	2	37	1	21	—	61	—	21
24 „	2	42	1	23	—	62	—	21
25 „	2	48	1	26	—	64	—	22
26 „	2	54	1	30	—	66	—	23
27 „	2	62	1	33	—	67	—	23
28 „	2	67	1	36	—	69	—	24
29 „	2	73	1	39	—	70	—	24
30 „	2	81	1	43	—	72	—	25
31 „	2	90	1	48	—	75	—	26
32 „	2	99	1	52	—	77	—	26
33 „	3	08	1	56	—	80	—	27
34 „	3	19	1	62	—	83	—	28
35 „	3	30	1	67	—	86	—	29
36 „	3	40	1	72	—	88	—	30
37 „	3	53	1	79	—	92	—	31
38 „	3	66	1	85	—	95	—	32
39 „	3	78	1	92	—	98	—	33
40 „	3	93	1	99	1	02	—	35
41 „	4	07	2	07	1	04	—	35
42 „	4	22	2	14	1	08	—	37
43 „	4	35	2	21	1	11	—	38
44 „	4	50	2	28	1	15	—	39
45 „	4	64	2	35	1	18	—	40
46 „	4	82	2	45	1	23	—	42
47 „	5	03	2	57	1	29	—	44
48 „	5	22	2	66	1	34	—	45
49 „	5	48	2	79	1	40	—	47
50 „	5	74	2	93	1	47	—	50
51 „	6	—	3	05	1	54	—	52
52 „	6	30	3	20	1	61	—	54
53 „	6	60	3	34	1	69	—	57
54 „	6	90	3	50	1	77	—	60
55 „	7	23	3	67	1	85	—	62
56 „	7	62	3	86	1	95	—	66
57 „	7	98	4	05	2	04	—	69
58 „	8	38	4	25	2	15	—	72
59 „	8	74	4	44	2	24	—	75
60 „	9	10	4	62	2	33	—	78

Personen, deren Beruf oder Beschäftigung zwar eine unmittelbare Gefahr für das Leben nicht bedingt, jedoch eine Verkürzung der Lebensdauer erwarten lässt, haben einen erhöhten Beitrag zu zahlen, welcher in jedem einzelnen Falle, der Gefahr entsprechend, vom Vorstand zu bestimmen ist.

Versicherungs-Gesellschaft „ROSSIJA“
in
St. Petersburg.

Gegründet im Jahre 1881.

Direction: ROBERT PENL.

Die Versicherungs-Gesellschaft **„Rossija“** arbeitet mit einem volleingezahlten Grundcapital von 4,000,000 Silber-Rubel und schliesst gegen feste Prämien Capital-, Renten-, Aussteuer- und Lebensversicherungen zu den coulantesten Bedingungen ab. Am Schlusse des zweiten Rechnungsjahres, d. i. am 31. December 1883 war der Versicherungsbestand bei der Gesellschaft „Rossija“ folgender:

Versicherungen mit Gewinn-Antheil:	Anzahl:	Versicherungs-Summe:	Jährliche Prämie:	
		Rubel	Rubel	cop.
auf den Todesfall	828	4,709,400	160,571.	03
auf den Lebensfall	2,747	9,767,380	365,783.	49
Versicherungen ohne Gewinn-Antheil:				
auf den Todesfall	422	2,193,390	74,878.	45
auf den Lebensfall	632	1,459,950	55,953.	92
Renten	11	3,850	507.	—

zusammen also 4,640 Policen auf Rbl. 18,130,120 Capital und Rbl. 3,850 jährlicher Rente mit Rbl. 657,693. 89 Cop. Jahresprämie.

Jährliche Prämie für eine Versicherung von 1000 Rubel bei der Versicherungs-Gesellschaft „Rossija“ in St. Petersburg.

Beitritts-Alter.	Prämie während									
	der ganzen Versicherungsdauer		der ersten							
			5 Jahre.		10 Jahre.		15 Jahre.		20 Jahre.	
Jahre	Rub.	K.	Rub.	K.	Rub.	K.	Rub.	K.	Rub.	K.
21	17	60	68	50	38	70	29	10	24	30
22	17	90	69	80	39	50	29	60	24	80
23	18	20	71	10	40	20	30	10	25	20
24	18	60	72	60	41	—	30	70	25	70
25	19	—	74	—	41	80	31	30	26	20
26	19	40	75	50	42	60	31	90	26	70
27	19	80	77	—	43	50	32	50	27	30
28	20	20	78	50	44	40	33	10	27	70
29	20	70	80	10	45	20	33	90	28	30
30	21	30	81	80	46	20	34	60	29	—
31	21	80	83	50	47	20	35	30	29	70
32	22	40	85	20	48	20	36	10	30	30
33	23	—	87	10	49	20	36	90	31	—
34	23	70	88	90	50	20	37	60	31	70
35	24	40	90	80	51	30	38	40	32	40
36	25	20	92	70	52	30	39	30	33	—
37	26	—	94	80	53	50	40	10	33	70
38	26	80	96	90	54	60	41	—	34	50
39	27	60	99	10	55	80	42	—	35	30
40	28	60	101	30	57	10	42	90	36	20
41	29	60	103	70	58	60	44	—	37	20
42	30	80	106	20	60	—	45	10	38	30
43	32	20	108	90	61	50	46	50	39	40
44	33	50	111	60	63	30	47	80	40	70
45	34	90	114	30	64	90	49	20	41	90
46	36	40	117	40	66	70	50	70	43	30
47	37	90	120	40	68	50	52	20	44	70
48	39	60	123	40	70	50	53	80	46	20
49	41	40	126	50	72	50	55	50	47	80
50	43	30	129	70	74	50	57	10	49	40
51	45	40	133	10	76	70	59	—	51	30
52	47	50	136	40	78	80	61	—	53	20
53	49	80	140	—	81	10	62	90	55	10
54	52	20	143	50	83	50	65	—	57	20
55	54	70	147	20	85	90	67	30	59	50
56	57	50	150	80	88	60	69	60	61	90
57	60	50	154	70	91	20	72	10	64	40
58	63	60	158	50	94	—	74	80	67	10
59	66	80	162	60	97	—	77	70	70	10
60	70	40	166	80	100	10	80	50	73	20

Amsterdamsche Allgemeine Versicherungs-Gesellschaft für Auszahlung beim Todesfall.

(Amsterdamsche Algemeene Verzekering-Maatschappij voor uitkeering bij overlijden.)

Errichtet unter königl. Bestätigung im Jahre 1866.

Directoren: **G. A. Posthuma** und Dr. **J. Minnigh.**

Die Gesellschaft cultivirt die Arbeiter-Lebensversicherung im Königreich der Niederlanden und versichert Summen bis zu einem Maximum von 150 fl. auf das Leben einer bestimmt bezeichneten Person. Von 1867 bis 1884 betrug die Durchschnittsdividende 5 pCt. Im Januar 1885 hatte die Gesellschaft eine Prämienreserve von 56,300 fl. und eine Capitalreserve von 8,300 fl. angesammelt. Neu aufgenommen wurden im Laufe eines Versicherungsjahres gegen 8000 Personen. Abschluss für die beiden Rechnungsjahre:

	1883	1884
Einnahme.	fl.	fl.
Prämien	119,385	116,029
Zinsen	1,800	2,000
Prämienreserve	47,950	52,150
	169,135	170,179
Ausgabe.		
Agenturprovisionen	41,596	39,438
Sterbefälle	57,674	56,911
Arzthonorar	1,976	2,403
Schuldabschreibungen	538	404
Abschlussprovision	2,554	1,966
Verwaltungskosten	11,594	11,755
Prämienreserve	52,150	56,300
Gewinn	1,053	1,002
	169,135	170,179

Bilanz per 31. December.	fl.	fl.
Actionaire	32,000	32,000
Diverse Debitoren	10,023	8,940
Effecten	51,030	56,110
Cassenbestand	463	687
Inventarium	200	200
	93,716	97,937
Actiencapital	40,000	40,000
Diverse Creditoren	513	635
Prämienreserve	52,150	56,300
Gewinn	1,053	1,002
	93,716	97,937

Prämien-Tarif

der Amsterdamsche Algemeene Verzekering-Maatschappij voor Uitkeering bij Overlijden in Amsterdam.

Alter.	1. Classe. Wochen-Prämien zur Versicherung von fl. 50.	2. Classe Wochen-Prämien zur Versicherung von fl. 75.	3. Classe. Wochen-Prämien zur Versicherung von fl. 100.	4. Classe. Wochen-Prämien zur Versicherung von fl. 125.	5. Classe. Wochen-Prämien zur Versicherung von fl. 150.
Jahre.	fl.	fl.	fl.	fl.	fl.
6—20	0,02^5	0,04	0,05	0,06^5	0,07^5
21—30	0,03	0,04^5	0,06	0,07^5	0,09
31—35	0,03^5	0,05^5	0,07	0,09	0,10^5
36—40	0,04	0,06	0,08	0,10	0,12
41—45	0,04^5	0,07	0,09	0,11^5	0.13^5
46—47	0,05	0,07^5	0,10	0,12^5	0,15
48—50	0,05^5	0,08^5	0,11	0.14	0,16^5
51—52	0,06	0,09	0,12	0,15	0,18
53—54	0,06^5	0,10	0,13	0,16^5	0,19^5
55	0,07	0,10^5	0,14	0,17^5	0.21
56	0,07^5	0,11^5	0.15	0,19	0.22^5
57	0,08	0,12	0,16	0,20	0,24
58	0,08^5	0,13	0 17	0,21^5	0.25^5
59	0,09	0,13^5	0,18	0,22^5	0,27
60	0,09^5	0,14^5	0.19	0,24	0,28^5
61	0,10	0,15	0,20	0.25	0,30
62	0.10^5	0,16	0,21	0,26^5	0,31^5
63	0,11	0,16^5	0.22	0.27^5	0,33
64	0,11^5	0,17^5	0.23	0.29	0 34^5
65	0,12	0,18	0.24	0,30	0.36
66	0,12^5	0,19	0,25	0.31^5	0,37^5
67	0,13	0,19^5	0,26	0.32^5	0,39
68	0.13^5	0.20^5	0,27	0,34	0.40^5
69	0,14	0.21	0.28	0,35	0,42
70	0.15	0.22^5	0.30	0.37^5	0,45
71	0,16	0,24	0,32	0.40	0.48
72	0,17	0,25^5	0.34	0,42^5	0,51
73	0,18	0 27	0.36	0,45^5	0,54
74	0,19	0.28^5	0 38	0,47^5	0,57
75	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60

Vom Altersjahr 60 ab sind laut Beschluss der Gesellschaftsverwaltung die Prämien jetzt um $^1/_4$ höher als obiger Tarif sie angiebt. Für Kinder von 1—6 Jahren sind an wöchentlicher Prämie zu bezahlen:

Classe	Versicherungssumme	Prämie
	fl.	fl.
1	10	0.1
2	15	0.1$^1/_2$
3	20	0.2
4	25	0.2$^1/_2$
5	30	0 3

Für Kinder unter 1 Jahr werden Versicherungen nur bis zu 10 fl. angenommen, die wöchentliche Prämie für diese Versicherung beträgt 2 Cents.

Bei der „TEUTONIA“ gelangen 70 Procent des Jahresgewinnes — nachdem die Actionäre auf ihr baar eingezahltes Capital 5 Procent vorweg erhalten haben — an die dividendeberechtigten Versicherungen zur Vertheilung. Und zwar participiren an der Gewinnvertheilung alle diejenigen Versicherungen, welche auf Capitalzahlung für den Todesfall (Tarif XV), auf Capitalzahlung bei Erreichung eines bestimmten Alters oder beim früheren Ableben (Tarif XVI), auf Capitalzahlung beim Ableben der zuerst oder der zuletzt Sterbenden von zwei versicherten Personen (Tarif XVII und XVIII) abgeschlossen sind, dabei auf mindestens 3000 Mark lauten, fünf volle Jahre bestanden haben und durch wiederholte Prämienzahlungen erworben werden.

Prämie für 1000 Mark Versicherungsumme.

Das versicherte Capital wird gezahlt beim Tode, spätestens im 60. Lebensjahre, ebenso wird auch die Prämie gezahlt bis zum Tode, längstens bis zum 60. Lebensjahre.

Alter Jahr	jährlich Mark	1/4 jährlich Mark	Die Jahresprämie wird gezahlt höchstens	Alter Jahr	jährlich Mark	1/4 jährlich Mark	Die Jahresprämie wird gezahlt höchstens
20	21,12	5,50	40mal	31	32,24	8,34	29mal
21	21.88	5,69	39 „	32	33,63	8 69	28 „
22	22,69	5,90	38 „	33	35,12	9,07	27 „
23	23,53	6.11	37 „	34	36,73	9,49	26 „
24	24,43	6,34	36 „	35	38 49	9,93	25 „
25	25,36	6,58	35 „	36	40,37	10,41	24 „
26	26,37	6,84	34 „	37	42,44	10,94	23 „
27	27,43	7,11	33 „	38	44,67	11,51	22 „
28	28,53	7,39	32 „	39	47,13	12,14	21 „
29	29,70	7,69	31 „	40	49,85	12,84	20 „
30	30,92	8,00	30 „				

Durch die Dividende wird die Prämie ganz bedeutend ermässigt. Es soll z. B. ein 30 jähriger Mann eine Versicherung von 10.000 Mark, zahlbar beim Tode oder spätestens mit erreichtem 60. Lebensalter, abgeschlossen haben. Nimmt man nun eine gleich hohe Dividende an, wie die, welche die TEUTONIA für das Jahr 1883 vergütet hat, so zahlt ein dergleichen Versicherter im

		Mark			Mark
1.	Versicher.-Jahr: . .	309,16	16.	V.-J.: abz. 40,84% Div.	182,90
2.	„	309,16	17.	„ „ 43,56 „ „	174,49
3.	„	309,16	18.	„ „ 46,28 „ „	166,08
4.	„	309,16	19.	„ „ 49,01 „ „	157,64
5.	„	309,16	20.	„ „ 51,73 „ „	149,23
6.	„	309,16	21.	„ „ 54,45 „ „	140,82
7.	„ abz. 16,34% Div.	258,64	22.	„ „ 57,17 „ „	132,41
8.	„ „ 19,06 „ „	250,23	23.	„ „ 59,90 „ „	123,97
9.	„ „ 21.78 „ „	241,82	24.	„ „ 62,62 „ „	115,56
10.	„ „ 24,50 „ „	233,42	25.	„ „ 65,34 „ „	107,15
11.	„ „ 27,23 „ „	224,98	26.	„ „ 68,06 „ „	98.75
12.	„ „ 29,95 „ „	216,57	27.	„ „ 70,79 „ „	90,31
13.	„ „ 32,67 „ „	208,16	28.	„ „ 73,51 „ „	81,90
14.	„ „ 35.39 „ „	199,75	29.	„ „ 76,23 „ „	73,49
15.	„ „ 38,12 „ „	191,31	30.	„ „ 78,96 „ „	65,05

Der Versicherte hätte für diesen Fall höchstens 30 × M. 309,16 = M. 9274,80 zu zahlen oder nach Abzug der Dividende nur M. 5739,59, d. i. im Durchschnitt jährlich ca. M. 190,00.

Der Entwickelungsgang der Allgemeinen Renten-, Capital- und Lebens-Versicherungsbank Teutonia in Leipzig.

Jahr	Versicherungsbestand am Jahresschluss: Rentenversich. Mark	Capitalversich. Mark	Prämien-Einnahme Serie A. Mark	Zinsen-Einnahme Mark
1853	3042	446128	13769	3334
1854	7217	819935	35017	5750
1855	10985	1102885	62551	8655
1856	14041	1441171	66724	15842
1857	16898	2004390	85517	22855
1858	18528	2460818	105776	27144
1859	20493	2798207	111619	27553
1860	22523	3148520	122221	29052
1861	28949	4084535	163234	31364
1862	37128	5221812	204420	35933
1863	42405	7086090	267425	38979
1864	46517	8994006	372205	43573
1865	49175	11773912	401909	49377
1866	56737	15065749	500172	57186
1867	56139	21077163	643620	57895
1868	56941	30219756	859345	67369
1869	62926	34533785	1072459	82444
1870	56338	34216940	1095722	102736
1871	56700	36558402	1091027	110583
1872	60448	40305453	1194107	129044
1873	58868	44161152	1339836	158083
1874	72139	48566136	1524160	183004
1875	86803	52680777	1633192	214765
1876	85093	56496669	1651317	241044
1877	82729	57642685	1796016	264744
1878	54434	58499303	1823870	296858
1879	55025	60088832	2249346	324887
1880	56315	62939197	2407052	352060
1881	59966	66280779	2593754	385533
1882	65891	68612409	2729544	408258
1883	76880	71434266	2956982	449277
1884	85709	75736467	3176737	473369

Zahlungen für Todesfälle im Jahre 1883: 1089687 Mark, im Jahre 1884: 1202783 Mark.

In Summa sind bis ult. 1884 für fällig gewordene Versicherungsummen über 20,000,000 Mark bei der Teutonia zur Auszahlung gelangt.

Prämie für die Lebensversicherung auf den Todesfall
bei der Caisse générale des Familles Lebens-Versicherungs-Gesellschaft in Paris.

TARIF der zu zahlenden Jahresprämien, damit ein Capital von 1000 Francs bei dem Tode des Versicherten, zu welcher Zeit sich dieser Todesfall auch ereignen möge, ausbezahlt werde.

Mit Theilnahme an drei Viertel **des Gewinnes.**

Alter am nächsten Geburtstage	Jährliche Prämien, zahlbar während				
	der Lebensdauer.	30 Jahren.	25 Jahren.	20 Jahren.	15 Jahren.
Jahre.	fr. c.	fr. c.	fr. c.	fr. c.	fr. c.
21	20 10	22 90	24 70	27 60	32 80
22	20 60	23 40	25 20	28 10	33 30
23	21 10	23 80	25 60	28 60	33 90
24	21 60	24 30	26 10	29 10	34 50
25	22 10	24 80	26 60	29 70	35 10
26	22 60	25 30	27 10	30 20	35 80
27	23 20	25 70	27 60	30 70	36 40
28	23 70	26 20	28 10	31 30	37 —
29	24 30	26 80	28 70	31 90	37 60
30	24 90	27 30	29 20	32 40	38 30
31	25 50	27 90	29 80	33 10	39 10
32	26 20	28 50	30 40	33 70	39 60
33	26 90	29 10	31 —	34 30	40 40
34	27 60	29 70	31 60	35 —	41 10
35	28 40	30 40	32 30	35 70	41 90
36	29 20	31 10	33 —	36 40	42 70
37	30 —	31 80	33 70	37 10	43 50
38	30 90	32 60	34 50	37 90	44 30
39	31 80	33 50	35 30	38 80	45 20
40	32 80	34 40	36 20	39 60	46 20
41	33 80	35 30	37 10	40 60	47 20
42	35 —	36 30	38 10	41 50	48 20
43	36 10	37 40	39 20	42 60	49 30
44	37 40	38 50	40 30	43 70	50 40
45	38 70	39 80	41 40	44 80	51 60
46	40 10	41 20	42 70	46 —	52 90
47	41 60	42 50	44 —	47 30	54 20
48	43 10	43 90	45 40	48 70	55 60
49	44 80	45 50	46 90	50 20	57 10
50	46 60	47 20	48 50	51 70	58 60
51	48 40	49 —	50 20	53 40	60 30
52	50 40	50 90	52 10	55 10	62 —
53	52 50	52 90	54 —	56 90	63 80
54	54 70	55 10	56 10	58 90	65 70
55	57 10	57 40	58 30	61 —	67 90
56	59 60	59 90	60 70	63 30	69 90
57	62 30	62 50	63 30	65 70	72 20
58	65 10	65 40	66 —	68 30	74 70
59	68 10	68 30	68 90	71 —	77 20
60	71 30	71 50	72 —	74 —	80 —

Wechselseitige Versicherungs-Gesellschaft
in Krakau
im eigenen Palais.
(Towarzystwo Wzajemnych Ubezpieczeń w Krakowie.)

Die Lebensversicherungs-Abtheilung wurde am 1. November 1869 ins Leben gerufen.

Direction:

Leitender Director: HEINRICH RITTER VON KIESZKOWSKI.
Bureau-Chefs: A. PIEKARSKI, CZ. VON KIESZKOWSKI.

Die Gesellschaft schliesst Versicherungen auf den Todesfall (einfach und gemischt), Erlebensfall (ein und zwei Leben) sowie auf Leibrenten und Renten in allen gebräuchlichen Formen und zu den vortheilhaftesten Bedingungen ab. Es sei gestattet, darauf hinzuweisen, dass den neu eintretenden Mitgliedern das Zinsen-Erträgniss von dem Reserven-Fonde, welches jährlich in steigender Höhe einen ansehnlichen Betrag ausmacht, ebenso wie den älteren Mitgliedern zu Gute kommt und da diese Zinsen zur Deckung der allgemeinen Ausgaben bestimmt sind, so wird dadurch die Gewährung eines erhöhten Prämien-Rückersatzes (Dividende) mehr und mehr verbürgt. Auch sei noch bemerkt, dass die neu beitretenden Mitglieder zur Tilgung der verausgabten Organisationskosten und Provisionen nicht beigezogen werden, da diese Kosten vollständig abgeschrieben sind.

Zusammenstellung der Geschäftsergebnisse der Lebens-Versicherungs-Abtheilung. Die Zahlen verstehen sich in Gulden österreichischer Währung.

Bestand am Schlusse des Jahres			Prämien-Einnahme	Zahlungen für Todesfall	Am Schlusse des Jahres		Ausbezahlte Dividende den Mitgliedern in Abtheilung	
Jahr	Policen	Versicherte Summe			Prämien-Reserven	Sonstige Garantie-Fonds	Todesfall der Prämie	Erlebensf. der Prämie
*1870-74	2,139	3,533,512	345,794	59,390	192,916	68,809	18%	8%
1875	2,329	4,183,325	140,010	19,847	246.485	94,703	20 „	10 „
1876	2,761	4,718,638	165,394	28,291	308,990	130,087	20 „	10 „
1877	3,872	5,429,582	185,009	35,500	381,120	151.117	18 „	7 „
1878	4,798	6,367,309	233,020	34,390	444,029	181,798	18 „	15 „
**1879	7,823	9,817,744	305,347	70,070	720,663	194,854	16 „	10 „
1880	8,337	10,664,684	340,230	88,534	871,695	224,919	20 „	15 „
1881	8,854	12,360,779	379,644	113,010	1,053.658	232,683	10 „	7 „
1882	9,226	13,955,832	430,363	110,550	1,263,608	259,250	15 „	10 „
1883	9,867	16,459,562	508,670	107,545	1,540,986	299,849	15 „	8 „

* Die erste Bilanz umfasst den Zeitraum von 5 Jahren (1870—1874).
** Im Jahre 1879 sind die Geschäfte der ehemaligen Galizischen Versicherungs-Gesellschaft in Lemberg übernommen worden.

Prämien-Tabellen

der „Wechselseitigen Versicherungs-Gesellschaft“ in Krakau.

Alter des Versicherten	Versicherung eines Capitals von 100 fl., welches bei Erreichung eines im Voraus bestimmten Alters àn den Versicherten selbst, im Falle seines früheren Ablebens aber, sofort an dessen Erben ausbezahlt wird.					Todesfallversicherung eines Capitals von 100 fl. zahlbar nach dem wann immer erfolgenden Ableben des Versicherten.			
	Von der Versicherung eines Capitals von 100 fl. beträgt die Jahresprämie auf das Lebensalter					Jährliche längstens bis z. 85. Lebensjahre zahlbare Prämie.	Halbjährliche Prämie	Vierteljährliche Prämie	Monatliche Prämie
	50	55	60	65	70				
	In österr. Währung					In österr. Währung			
24	3 45	2 84	2 45	2 20	2 4	2 2	1 3	— 52	— 18
25	3 61	2 95	2 53	2 26	2 9	2 6	1 5	— 54	— 19
26	3 78	3 7	2 61	2 32	2 14	2 10	1 7	— 55	— 19
27	3 97	3 19	2 70	2 38	2 19	2 14	1 9	— 56	— 19
28	4 18	3 32	2 79	2 45	2 24	2 19	1 12	— 57	— 20
29	4 41	3 47	2 89	2 53	2 30	2 23	1 14	— 58	— 20
30	4 66	3 63	3 —	2 61	2 37	2 28	1 16	— 59	— 20
31	4 95	3 80	3 12	2 69	2 43	2 40	1 22	— 62	— 21
32	5 27	4 —	3 24	2 79	2 51	2 46	1 25	— 64	— 22
33	5 63	4 21	3 39	2 89	2 59	2 52	1 29	— 65	— 22
34	6 4	4 44	3 54	3 —	2 67	2 59	1 32	— 67	— 23
35	6 50	4 70	3 70	3 12	2 76	2 67	1 36	— 69	— 24
36	7 4	4 99	3 89	3 24	2 86	2 75	1 40	— 71	— 24
37	7 66	5 32	4 9	3 38	2 97	2 83	1 44	— 74	— 25
38	8 39	5 69	4 31	3 54	3 9	2 93	1 49	— 76	— 26
39	9 26	6 10	4 56	3 70	3 21	3 3	1 55	— 79	— 27
40	10 32	6 58	4 83	3 89	3 34	3 14	1 60	— 82	— 28
41	— —	7 13	5 14	4 9	3 50	3 25	1 66	— 85	— 29
42	— —	7 77	5 48	4 31	3 66	3 38	1 72	— 88	— 30
43	— —	8 51	5 86	4 55	3 84	3 51	1 79	— 91	— 31
44	— —	9 39	6 29	4 81	4 2	3 65	1 86	— 95	— 32
45	— —	10 45	6 78	5 11	4 23	3 79	1 93	— 99	— 34
46	— —	— —	7 34	5 43	4 45	3 95	2 1	1 3	— 35
47	— —	— —	7 99	5 79	4 69	4 12	2 10	1 7	— 36
48	— —	— —	8 75	6 19	4 96	4 30	2 19	1 12	— 38
49	— —	— —	9 65	6 65	5 25	4 49	2 29	1 17	— 40
50	— —	— —	10 73	7 17	5 58	4 70	2 40	1 22	— 42
51	— —	— —	— —	7 76	5 93	4 92	2 51	1 28	— 43
52	— —	— —	— —	8 44	6 33	5 16	2 63	1 34	— 47
53	— —	— —	— —	9 23	6 76	5 41	2 76	1 41	— 48
54	— —	— —	— —	10 16	7 25	5 67	2 89	1 47	— 50
55	— —	— —	— —	11 25	7 78	5 94	3 3	1 54	— 52
56	— —	— —	— —	— —	8 39	6 22	3 17	1 62	— 55
57	— —	— —	— —	— —	9 7	6 51	3 32	1 69	— 58
58	— —	— —	— —	— —	9 86	6 82	3 48	1 77	— 60
59	— —	— —	— —	— —	10 78	7 16	3 65	1 86	— 63
60	— —	— —	— —	— —	11 88	7 51	3 83	1 95	— 66

*) Beispiel: Für ein bei ihrem Tode zahlbares Capital von 3000 Reichsmark hat eine 30jährige Person lebenslänglich zu entrichten:

entweder jährlich . . . . 70 Mark 5 Pf.
oder halbjährlich . . . . . . 36 „ — „
oder vierteljährlich . . . . . . 18 „ 30 „

Diese Prämienbeträge vermindern sich jedoch nach zweijährigem Bestehen der Versicherung um die betreffenden Gewinnantheile, die für 1885 und 1886 je 16 pCt. der Jahresprämie betragen.

Allgemeine Niederländische Gesellschaft für Lebensversicherung und Leibrente in Amsterdam.

Grund-Capital: Eine Million Gulden.

Gegründet und concessionirt im Jahre 1880.

Direction: Dr. **S. R. J. van Schevichaven, E. W. Scott und J. F. L. Blankenberg.**

Die „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente", Nieuwe Spiegelstraat 6, Amsterdam ist auf Grundlage der neuesten Erfahrungen und nach den solidesten Prinzipien und unter vollkommener Garantie errichtet worden. Ihr Geschäftsbetrieb ist zweckdienlich und sachverständig organisirt und den Versicherten werden ansehnliche Vortheile geboten.

Die Gesellschaft schliesst alle Arten Versicherungen auf das menschliche Leben ab und zwar Versicherungen, zahlbar auf den Todesfall, Versicherungen auf den Erlebensfall, sowie Versicherungen auf verbundene Leben und nach allen Combinationen der Gemischten- und Rentenversicherungen. Je nach dem betreffenden Tarife nehmen die Versicherten Antheil am Gewinn der Gesellschaft.

Die Allgemeine Gesellschaft für Lebens- und Rentenversicherung arbeitet jetzt ausser in Holland noch in Niederländisch-Indien, Belgien, Norddeutschland, Luxemburg, Frankreich und Oesterreich.

Geschäftsergebnisse: in holländischen Gulden.

Jahre	Während des Jahres		Am Ende des Jahres		Reserve
	Neue Versicherungssumme	Prämieneinnahme	Versicherungssumme	Prämienbetrag	
1881	1081,115,—	41,185,59	1064,515,—	41,019,23	64,420,93
1882	1918,960,—	66,868,19	2717,198,—	98,031,24	187,988,35
1883	1718,668,—	65,337,90	3995,492,—	151,205,19	241,678,21

Tarif I.

Ablebensversicherung mit lebenslänglicher Prämienzahlung.

Jährliche gleichbleibende Prämie für ein nach dem Ableben des Versicherten zahlbares Capital von M. 100.—

Alter	Ohne Gewinn-Antheil	Mit Gewinn-Antheil	Alter	Ohne Gewinn-Antheil	Mit Gewinn-Antheil	Alter	Ohne Gewinn-Antheil	Mit Gewinn-Antheil
	Mark	Mark		Mark	Mark		Mark	Mark
20	1,77	1,85	26	2,03	2,12	40	2,95	3,13
21	1,81	1,89	27	2,09	2,18	45	3,48	3,73
22	1,85	1,93	28	2,13	2,22	50	4,18	4,52
23	1,89	1,97	29	2,18	2,27	55	5,14	5,58
24	1,94	2,02	30	2,24	2,33	60	6,51	7,10
25	1,98	2,06	31	2,30	2,40	65	8,40	9,20

Es werden keine Unkosten berechnet.

„AZIENDA“,

oesterreichisch-französische Lebens- und Rentenversicherungs-Gesellschaft in Wien.

Concessionirt mittelst Decret des hohen k. k. Ministeriums des Innern ddo. 21. April 1882.

Actien-Capital: 2,400,000 Gulden in Gold.

Direction:

Dr. J. Klang, Director. | **Dr. A. Wolff**, Director-Stellvertreter.

Die Gesellschaft leistet Versicherungen auf das Leben des Menschen in allen üblichen Combinationen als: Versicherungen auf das Ableben, Erlebensversicherungen und Rentenversicherungen zu billigen Prämien und unter coulanten Bedingungen. Die Gesellschaft errichtet wechselseitige Ueberlebens-Associationen mit garantirtem Minimal-Ergebniss und 85 % Gewinnantheil, verbunden mit Gegen- und Zeichner-Versicherungen.

Jährliche Prämien für eine Versicherung von 1000 Mark.

Alter	Prämie während der ganzen Versicherungs-Dauer	Prämie bis zur Erreichung des 70. Lebensjahres	Alter	Prämie während der ganzen Versicherungs-Dauer	Prämie bis zur Erreichung des 70. Lebensjahres
18	14.56	14.79	40	28.29	30.—
19	14.91	15.15	41	29.41	31.33
20	15.28	15.54	42	30.60	32.74
21	15.66	15.95	43	31.87	34.28
22	16.06	16.38	44	33.23	35.94
23	16.49	16.83	45	34.67	37.73
24	16.93	17.30	46	36.19	39.65
25	17.39	17.79	47	37.81	41.74
26	17.88	18.31	48	39.52	43.99
27	18.40	18.88	49	41.34	46.43
28	18.94	19.46	50	43.26	49.08
29	19.51	20.08	51	45.29	51.98
30	20.11	20.74	52	47.45	55.16
31	20.74	21.43	53	49.75	58.66
32	21.40	22.16	54	52.18	62.54
33	22.10	22.94	55	54.76	66.88
34	22.84	23.76	56	57.50	71.74
35	23.62	24.64	57	60.42	77.24
36	24.45	25.58	58	63.53	83.55
37	25.33	26.58	59	66.84	90.88
38	26.25	27.64	60	70.37	99.50
39	27.24	28.78			

Die Policen der Gesellschaft „Azienda“ sind nach 3jähriger Versicherungsdauer unanfechtbar.

Uebersicht über den Versicherungsbestand der „Azienda“ österreichisch-französische Lebens- und Renten-Versicherungs-Gesellschaft in Wien am Schlusse des Jahres 1883 nach den Versicherungsarten und dem Geschlechte.

Geschlecht	Ablebens-Versicherungen		Gegen-Versicherungen		Zeichner-Versicherungen		Associationen ungarantirt		Associationen garantirt		Erlebensfall-Versicherungen		Renten		Zusammen	
	Pers.	Summe	Pers.	Summe	Pers.	Summe	Pers.	Zeichnung	Pers.	Minimal-Ergebniss	Pers.	Summe	Pers.	Jahresrente	Person	Summe
Männlich	7.783	8,986.753	3.370	2,212.436	172	117.187	850	343.768	4.342	2,793.146	879	1.052.289	34	46.463	17.396 u. 34	15,505,579 46.463 Rente
Weiblich	3.675	2,268.725	5.899	3,709.159	9	3.240	1.525	658.569	7.140	4,745.650	1.601	1,666.858	25	9.005	19.849 u. 25	13,052.201 9.005 Rente
Zusammen	11.458	11,255.478	9.269	5,921.595	181	120.427	2.375	1,002.337	11.482	7,538.796	2.480	2,719.147	59	55.468	37.245 u. 59	28.557.780 55.468 Rente

An Kapitalien und Reserven besass die „Azienda“ zu Ende des Jahres 1883:

Emittirtes Actien-Kapital 2,400,000 fl., Agio-Reserve auf den eingezahlten Theil des Actienkapitals 192,000 fl., Prämien-Reserve und Prämienüberträge auf 1884 2,431,830 fl., Prämien-Reserve, Prämien-Ueberträge und Schaden-Reserve der Todesfallversicherungen mit Gewinnantheil 203,910 fl., Fond der Associationen 4,740,740 fl. und endlich Reserve für Todesfälle- und Erlebensversicherungen 83,240 fl.

Die Gesammtfonds der „Azienda“ betragen jetzt über 11 Millionen Gulden.

Lebensversicherungs-Gesellschaft zu Leipzig.

auf Gegenseitigkeit gegründet 1830.

Directoren:

A. Kummer, Commerzienrath. | Dr. **Otto.**

Die Gesellschaft schliesst alle Arten Versicherungen sowohl auf den Lebensfall wie auf den Todesfall ab und übernimmt Versicherungen von 1000 bis 100,000 Mark.

Uebersicht des Geschäftsstandes vom Jahre 1855 — 1884.

Geschäftsjahr.	Versicherungs-Bestand. Mark	Gezahlte Versicherungssumm. Mark	Vermögensbest. am Schlusse des Jahres Mark	Dividende an die Versicherten in % der Beiträge
1855	16 276 800	444 900	4 502 623	19%
1856	16 218 000	467 100	4 619 247	19 „
1857	16 522 500	461 100	4 766 185	21 „
1858	16 950 600	513 000	4 895 846	21 „
1859	17 146 800	479 100	5 060 246	21 „
1860	17 802 000	481 400	5 302 631	24 „
1861	18 780 300	423 600	5 572 236	27 „
1862	20 226 600	565 300	5 755 515	27 „
1863	22 467 000	448 500	6 123 492	27 „
1864	24 546 600	561 000	6 414 119	29 „
1865	29 407 800	539 700	6 865 769	30 „
1866	32 839 200	782 150	7 186 158	32 „
1867	38 837 400	770 100	7 638 306	32 „
1868	44 472 900	765 000	8 357 561	27 „
1869	52 789 500	797 700	9 259 734	29 „
1870	57 415 200	972 600	10 209 612	29 „
1871	65 098 200	1 007 400	11 414 370	30 „
1872	74 889 840	1 103 700	12 762 020	31 „
1873	84 644 350	1 219 830	14 295 615	33 „
1874	94 228 900	1 154 400	16 131 282	34 „
1875	104 599 700	1 472 400	17 955 392	36 „
1876	118 168 050	1 304 050	20 271 130	38 „
1877	131 415 550	1 442 369	22 905 124	36 „
1878	140 696 000	1 750 538	25 537 043	37 „
1879	152 839 100	2 115 106	28 317 361	38 „
1880	164 590 650	2 153 451	31 410 577	40 „
1881	176 515 350	2 645 051	34 413 912	40 „
1882	188 491 800	2 449 255	38 127 409	40 „
1883	201 543 550	2 417 751	42 480 539	39 „
1884	217 000 000	2 400 000	47 000 000	41 „

Die Gesammtüberschüsse am Ende des Jahres 1884 betragen 9,193,000 M. und gestatten für das Jahr 1886 die Vertheilung einer Dividende von 43 pCt. der Jahresprämie, gegen 42 pCt. pro 1885.

...nd V

...schaft zu Leipzig.

...erung eines Kapitals
...einer bestimmten An-
...Tode der versicherten

...tzprämien,

...der Tabelle I angegebenen
..., wenn die Versicherungs-
...hlt werden soll

...jahres.	50. Lebens- jahres.	55. Lebens- jahres.	60. Lebens- jahres.	65. Lebens- jahres.
	bei Erfüllung des			
...	M	M.	M.	M.
...20	11,20	7,20	4,40	2,60
...40	12,00	7,60	4,80	2,80
...80	12,80	8,00	5,00	2,80
...40	13,60	8,60	5,40	3,00
...20	14,60	9,20	5,60	3,20
...20	15,80	9,80	6,00	3,40
...40	17,00	10,60	6,40	3,60
...80	18,40	11,40	6,80	4,00
...60	19,80	12,20	7,40	4,20
...80	21,40	13,00	7,80	4,40
...60	23,40	14,20	8,40	4,80
—	25,40	15,20	9,00	5,20
—	27,80	16,40	9,60	5,40
—	30,60	17,80	10,40	5,80
—	33,60	19,40	11,20	6,20
—	37,20	21,20	12,20	6,80
—	— —	23,00	13,20	7,20
—	— —	25,40	14,20	7,80
—	— —	27,80	15,60	8,40
—	— —	30,80	17,00	9,20
—	— —	34,20	18,60	10,00
—	— —	— —	20,40	10,80
—	— —	— —	22,40	11,80
—	— —	— —	24,80	13,00
—	— —	— —	27,60	14,20
—	— —	— —	30,80	15,60
—	— —	— —	— —	17,20
—	— —	— —	— —	19,20
—	— —	— —	— —	21,20
—	— —	— —	— —	24,00
—	— —	— —	— —	26,80



Lebensversicherungs-Gesellschaft zu Leipzig.

Beispiel

wie sich die Jahresbeiträge bei einer abgekürzten Versicherung von 10,000 M. unter Berücksichtigung der Dividende stellen. Das Eintrittsalter soll 30 Jahre sein und die Versicherungssumme spätestens nach 35 Jahren, also im 65. Lebensjahre, zahlbar werden.

für das	a) bei Dividenden-Plan A.			b) bei Dividenden-Plan B.		
	Prämien nach Tabelle I abzüglich 42% Dividende	Zusatzprämien nach Tab. V abzügl. der Div. v. 1½% d. Summe derselben	Zusammen	Prämien nach Tab. I abzügl. der Div. von 3% der Summe derselben	Zusatzprämien nach Tab. V abzügl. der Div. v. 1½% d. Summe derselben	Zusammen
	M.	M.	M.	M.	M.	M.
1. Jahr	262,00	48,00	310,00	262,00	48,00	310,00
2. „	262,00	48,00	310,00	262,00	48,00	310,00
3. „	262,00	48,00	310,00	262,00	48,00	310,00
4. „	262,00	48,00	310,00	262,00	48,00	310,00
5. „	262,00	48,00	310,00	262,00	48,00	310,00
6. „	151,96	44,40	196,36	222,70	44,40	267,10
7. „	151,96	43,68	195,64	214,84	43,68	258,52
8. „	151,96	42,96	194,92	206,98	42,96	249,94
9. „	151,96	42,24	194,20	199,12	42,24	241,36
10. „	151,96	41,52	193,48	191,26	41,52	232,78
11. „	151,96	40,80	192,76	183,40	40,80	224,20
12. „	151,96	40,08	192,04	175,54	40,08	215,62
13. „	151,96	39,36	191,32	167,68	39,36	207,04
14. „	151,96	38,64	190,60	159,82	38,64	198,46
15. „	151,96	37,92	189,88	151,96	37,92	189,88
16. „	151,96	37,20	189,16	144,10	37,20	181,30
17. „	151,96	36,48	188,44	136,24	36,48	172,72
18. „	151,96	35,76	187,72	128,38	35,76	164,14
19. „	151,96	35,04	187,00	120,52	35,04	155,56
20. „	151,96	34,32	186,28	112,66	34,32	146,98
21. „	151,96	33,60	185,56	104,80	33,60	138,40
22. „	151,96	32,88	184,84	96,94	32,88	129,82
23. „	151,96	32,16	184,12	89,08	32,16	121,24
24. „	151,96	31,44	183,40	81,22	31,44	112,66
25. „	151,96	30,72	182,68	73,36	30,72	104,08
26. „	151,96	30,00	181,96	65,50	30,00	95,50
27. „	151,96	29,28	181,24	57,64	29,28	86,92
28. „	151,96	28,56	180,52	49,78	28,56	78,34
29. „	151,96	27,84	179,80	41,92	27,84	69,76
30. „	151,96	27,12	179,08	34,06	27,12	61,18
31. „	151,96	26,40	178,36	26,20	26,40	52,60
32. „	151,96	25,68	177,64	18,34	25,68	44,02
33. „	151,96	24,96	176,92	10,48	24,96	35,44
34. „	151,96	24,24	176,20	2,62	24,24	26,86
35. „	151,96	23,52	175,48	—5,24	23,52	18,28
Summa:			7127,60			5830,70

Die abgekürzte (gemischte) Versicherung gewinnt mit jedem Jahre für die Versicherungsgesellschaften eine erhöhte Bedeutung. Sie vereinigt in sich die Vortheile der Versicherung auf den Lebensfall und diejenigen der Versicherung auf den Todesfall, da das versicherte Kapital fällig wird, wenn die versicherte Person ein gewisses Lebensalter erreicht oder beim Tode, falls derselbe vor diesem Alter eintritt.

Deutsche Lebens-Pensions- und Renten-Versicherungs-Gesellschaft auf Gegenseitigkeit in Potsdam.

Errichtet im Jahre 1869.

Direction: **Matthiolius**, Geheimer Rechnungsrath, erster Director, **Hoffmann**, stellvertretender Director.

Versicherungsbestand Ende December 1884:
58,200,000 Mark.

Die Gesellschaft übernimmt folgende Versicherungen: Gewöhnliche Capital-Versicherungen auf den Todesfall; abgekürzte Capital-Versicherungen; Ueberlebensversicherungen; Sterbecasse-Versicherungen; dann Versicherungen auf den Erlebensfall und Rentenversicherungen aller Art. Die Gesellschaft versichert mit und ohne Antheil am Gewinn und stellt unverfallbare Policen aus. Die in 1881, 1882 und 1883 erzielten Gewinne (90,754 M., 81,938 M. und 123,414 M.) werden nach § 47 des revidirten Statuts drei Jahre zurückgestellt und gelangen dann als Dividende zur Auszahlung.

Hauptsächlichste Daten der Geschäftsentwickelung seit dem Jahre 1875.

Ende	Prämien-Einnahmen.	Prämien-Reserve.	Aktiva.	Sterbefälle	
				Person.-zahl	Versicherte Summen.
	M.	M.	M.		M.
1875	1359883	1279362	2004918	347	367785
1876	1555547	1830990	2590288	399	489114
1877	1608058	2434034	3232497	462	563359
1878	1604173	3012968	3795177	419	694968
1879	1676339	3661893	4328681	497	739611
1880	1690878	4278472	5036211	475	593372
1881	1694910	4834347	5661550	490	626724
1882	1709469	5368191	6271032	490	748438
1883	1761342	5960338	6932899	544	743502

Ende Dezember 1884 betrug das Gesammtvermögen der Gesellschaft rund 7,500,000 Mark.

[illegible] von 100 M.

[illegible] ensjahre.

Des 22. Jahres. M.	Pf.	Des 23. Jahres. M.	Pf.	Des 24. Jahres. M.	Pf.
[illegible]	10	2	90	2	70
[illegible]	30	3	10	2	90
[illegible]	50	3	30	3	10
[illegible]	80	3	55	3	30
[illegible]	10	3	80	3	55
[illegible]	45	4	10	3	80
[illegible]	80	4	45	4	10
[illegible]	25	4	80	4	45
[illegible]	75	5	25	4	80
[illegible]	30	5	75	5	25
[illegible]	95	6	30	5	75
[illegible]	75	6	95	6	30
[illegible]	70	7	75	6	95
[illegible]	85	8	70	7	75
[illegible]	30	9	85	8	70
[illegible]	15	11	30	9	85
[illegible]	60	13	15	11	30
[illegible]	10	15	60	13	15
[illegible]	—	19	10	15	60
[illegible]	—	—	—	19	10

Des 60. Jahres. M.	Pf.	Des 65. Jahres. M.	Pf.
1	10	—	80
1	40	1	—
1	85	1	35
2	50	1	80
3	50	2	40
5	20	3	45
8	60	5	15
9	—	8	60
—	—	18	95

[illegible] Deutschen [illegible] rungs-Ge- [illegible] am die ein- [illegible] von 2 be- [illegible] zurücker- [illegible]

Prämie für die Versicherung eines Capitals von 100 M.,
bei der Deutschen Lebens-Pensions- und Renten-Versicherungs-Gesellschaft a. G. in Potsdam.
Zahlbar beim Tode des Versicherten, wobei die jährliche Prämie gleichfalls bis zum Tode, längstens bis zum 85. Lebensjahre zu zahlen ist.

Beitritts-Alter.	Mit Gewinn-Antheil				Ohne Gewinn-Antheil	
	Tabelle Ia.		Tabelle Ib.		Tabelle Ic.	
	Jährl. Prämie.		Einm. Prämie.		Jährl. Prämie.	
Jahr.	M.	Pf.	M.	Pf.	M.	Pf.
15	1	60	—	—	—	—
16	1	65	—	—	—	—
17	1	70	—	—	—	—
18	1	70	—	—	—	—
19	1	75	—	—	—	—
20	1	80	31	90	1	65
21	1	85	32	45	1	70
22	1	90	33	—	1	75
23	1	95	33	60	1	80
24	2	—	34	20	1	85
25	2	5	34	80	1	90
26	2	10	35	45	1	95
27	2	15	36	10	2	—
28	2	20	36	80	2	5
29	2	30	37	50	2	10
30	2	35	38	20	2	15
31	2	40	38	95	2	20
32	2	50	39	70	2	30
33	2	55	40	50	2	35
34	2	65	41	25	2	45
35	2	70	42	10	2	50
36	2	80	42	95	2	60
37	2	90	43	80	2	70
38	3	—	44	70	2	80
39	3	10	45	65	2	90
40	3	25	46	60	3	—
41	3	35	47	60	3	10
42	3	50	48	60	3	20
43	3	60	49	65	3	35
44	3	75	50	70	3	45
45	3	90	51	80	3	60
46	4	10	52	90	3	75
47	4	25	54	5	3	90
48	4	45	55	20	4	10
49	4	60	56	40	4	25
50	4	80	57	55	4	45
51	5	5	58	75	4	65
52	5	25	59	95	4	85
53	5	50	61	20	5	10
54	5	75	62	40	5	30
55	6	5	63	65	5	55
56	6	35	64	90	5	85
57	6	65	66	15	6	10
58	6	95	67	40	6	40
59	7	30	68	70	6	75
60	7	70	69	95	7	10

Geschäftsstand der „Equitable“ Lebens-Versicherungs-Gesellschaft der Vereinigten Staaten für die Jahre 1874 bis 1884.

	Versicherungsbestand am 31. December Mark.	Neues Geschäft Mark	Gesammtfonds Mark	Gewinn-Reserve zu $4^1/_2$% gerechnet. Mark
1874	742,218,904	140,178,242	106,525,204	15,016,607
1875	732,394,012	125,205,870	119,060,265	18,515,268
1876	709,272,534	102,584,366	129,433,224	22,565,550
1877	659,367,805	84,922,451	137,475,688	25,420,007
1878	662,496,895	90,048,895	148,907,188	28,954,062
1879	681,902,403	111,310,672	156,940,735	31,564,712
1880	745,910,353	147,717,381	172,656,130	38,758,836
1881	852,885,831	196,303,658	188,311,303	42,140,862
1882	989,524,355	264,614,686	204,109,440	45,299,366
1883	1,169,432,500	344,801,463	225,379,972	51,466,466
1884	1,314,988,976	360,727,492	247,188,184	58,353,914

Während des 25 jährigen Bestehens der „Equitable“ betrug deren Prämien-Einnahme 578,686,000 Mark und brachte dieselbe dagegen an ihre Versicherten für fällige Summen, Dividenden, Rückkäufe und Renten 343,232,000 Mark zur Auszahlung.

Jährliche Prämie um bei der „Equitable“ Lebensversicherungs-Gesellschaft der Vereinigten Staaten

M. 1000 — mit Gewinn-Antheil zu versichern.

Alter	Gewöhnliche Versicherung auf den Todesfall.	Versicherung auf den Todesfall mit Zahlung der Prämie			Aussteuer-Versicherung. Zahlung des Capitals	
		in 20 Jahren	in 15 Jahren	in 10 Jahren	nach 20 Jahren od. früher	nach 15 Jahren beim Tode.
25	21.35	29.51	34.73	45.99	49.72	68.44
26	21.88	30.07	35.37	46.83	49.88	68.58
27	22.42	30.65	36.05	47.70	50.04	68.73
28	23.00	31.27	36.76	48.61	50.22	68.89
29	23.61	31.91	37.50	49.56	50.42	69.07
30	24.26	32.58	38.26	50.54	50.63	69.25
31	24.94	33.28	39.07	51.57	50.85	69.45
32	25.66	34.01	39.91	52.64	51.10	69.66
33	26.42	34.78	40.78	53.76	51.36	69.89
34	27.22	35.58	41.70	54.92	51.65	70.14
35	28.07	36.43	42.66	56.14	51.97	70.40
36	28.97	37.32	43.66	57.40	52.32	70.69
37	29.93	38.25	44.71	58.72	52.69	71.01
38	30.94	39.23	45.81	60.10	53.11	71.36
39	32.02	40.26	46.96	61.54	53.57	71.74
40	33.16	41.35	48.16	63.03	54.07	72.15
41	34.38	42.50	49.43	64.60	54.63	72.61
42	35.67	43.71	50.76	66.23	55.24	73.11
43	37.05	44.99	52.15	67.94	55.92	73.67
44	38.51	46.35	53.62	69.73	56.67	74.29
45	40.08	47.78	55.17	71.59	57.50	74.97
46	41.75	49.31	56.81	73.55	58.42	75.72
47	43.52	50.93	58.53	75.60	59.44	76.56
48	45.42	52.66	60.35	77.74	60.56	77.48
49	47.45	54.49	62.27	79.99	61.80	78.51
50	49.61	56.44	64.30	82.34	63.17	79.63
51	51.92	58.52	66.44	84.80	64.67	80.87
52	54.38	60.73	68.70	87.37	66.32	82.24
53	57.00	63.09	71.10	90.06	68.14	83.74
54	59.81	65.62	73.63	92.87	70.13	85.39
55	62.80	68.31	76.32	95.82	72.32	87.21
56	66.00		79.18	98.92		
57	69.41		82.21	102.17		
58	73.07		85.45	105.59		
59	76.97		88.91	109.19		
60	81.16		92.60	112.99		

Versicherungs-Actiengesellschaft „Skandia“ in Stockholm.

Gegründet und concessionirt im Jahre 1855.

Director: **Elis Fischer.**

Die Gesellschaft „Skandia“ ertheilt alle Arten Lebensversicherungen, Capitalversicherungen, Leibrentenversicherungen und Feuerversicherungen auf solidester Grundlage und unter vortheilhaften Bedingungen. Alle für die ganze Lebensdauer Versicherten nehmen nunmehr Theil an dem Gewinn der Gesellschaft und zwar ohne erhöhte Prämie mit halben Antheil am Gewinn, dagegen unter Prämienerhöhung mit Gewähr von Dreiviertel-Antheil am Rein-Gewinn.

Garantiemittel über 25,000,000 Kronen.

Jährliche Prämie für eine Lebensversicherung von 1000 Kr.

Alter beim nächsten Geburtstag.	Während der ganzen Versicherungsdauer	Während 20 Jahren.	Während 10 Jahren.	Alter beim nächsten Geburtstag.	Während der ganzen Versicherungsdauer	Während 20 Jahren.	Während 10 Jahren.
	Kronen.	Kronen.	Kronen.		Kronen.	Kronen.	Kronen.
21	17,10	24,80	39,00	41	29,60	37,40	57,90
23	17,90	25,60	40,40	43	31,80	39,50	60,70
25	18,70	26,60	41,80	45	34,30	41,80	63,80
27	19,60	27,60	43,40	47	37,10	44,30	67,10
29	20,60	28,60.	45,00	49	40,20	47,20	70,60
31	21,80	29,80	46,80	51	43,70	50,30	74.40
33	23,00	31,10	48,80	53	47,70	53,80	78,50
35	24,40	32,50	50,80	55	52,10	57,70	82,80
37	25,90	33,90	53,00	57	57,20	62,20	87,50
39	27,60	35,60	55,30	59	62,80	67,30	92,70
40	28,60	36,50	56,60	60	66,00	70,10	95,60

Zusammenstellung der Lebens-, Capital- und Leibrenten-Versicherungs-Geschäfte der Versicherungs-Actien-Gesellschaft Skandia in Stockholm während der Jahre 1855—1883.

Jahre	Lebens- und Capital-Versicherungs-Summe	Ausgezahlte Lebens- und Capital-Versicherungen.	Gewinn-Antheile der Lebensversicherten	Prämien-Reserve für Lebens- und Capital-Vers.	Ausgezahlte Leibrenten.	Prämien-Reserve für Leibrenten-Versicherg.
	Kronen.	Kronen.	Kronen.	Kronen.	Kronen	Kronen
1855	1.382,300	———	———	33,483	———	———
1856-1863	11,085,228	702,665	———	923,344	———	———
1864-1868	13,597,667	692,139	20,357	1,598,759	———	———
1869-1873	18,721,471	958,891	95,173	2,762,338	49.592	290,602
1874-1878	22,318,180	1,510,789	144,761	3,913,834	258,342	616,442
1879-1883	32,384,009	2,214,319	196,714	5,476,478	490,781	1,334,349
Summe	———	6,078,803	457,005	———	798,715	———

Lebens-Versicherungs-Bank Kosmos
in Zeist (Holland.)

Die Gesellschaft wurde errichtet am 23. Februar 1862 und ist seit dem Jahre 1863 in den Deutschen Staaten concessionirt.

Directoren: **G. E. van Ewyck. Junker F. H. van de Poll.**

Grund-Capital 3,085,800 Mark in 900 Actien à ca. 3430 Mark.

Die Gesellschaft schliesst:

I. Capital-Versicherungen auf den Todesfall. Auf ein und mehr Leben: a) auf Lebenszeit mit lebenslänglicher Prämienzahlung. b) auf Lebenszeit mit abgekürzter Prämienzahlung. c) auf den Todes- und Lebensfall mit abgekürzter Versicherungsdauer.
II. Capital-Versicherungen auf den Lebensfall. a) Aussteuer-Versicherungen mit und ohne Rückgewähr bei vorzeitigem Tode. b) Altersversorgung mit und ohne Rückgewähr. c. Aussteuer-Versicherungen, bei welchen die Prämienzahlung mit dem Tode des Versorgers aufhört.
III. Renten-Versicherungen. a) sofort beginnende Leibrenten auf ein und zwei Leben. b) aufgeschobene Leibrenten-Versicherungen.

Kapital-Versicherungen auf den Todesfall nach Tab. I für 100 M. bei lebenslänglicher Prämienzahlung.

Alter	Jährliche Prämie	Halbjährliche Prämie	Viertel-jährliche Prämie	Monatlich. Prämie	Alter	Jährliche Prämie	Halbjährliche Prämie	Viertel-jährliche Prämie	Monatlich. Prämie
	M. Pf.	M. Pf.	M. Pf.	M. Pf.		M. Pf.	M. Pf.	M. Pf.	M. Pf.
15	1. 45	0. 74	0. 37	0. 13	38	2. 68	1. 37	0. 69	0. 23
16	1. 48	0. 76	0. 38	0. 13	39	2. 77	1. 41	0. 71	0. 24
17	1. 52	0. 77	0. 39	0. 13	40	2. 87	1. 46	0. 74	0. 25
18	1. 55	0. 79	0. 40	0. 14	41	2. 97	1. 51	0. 76	0. 26
19	1. 58	0. 81	0. 41	0. 14	42	3. 08	1. 57	0. 79	0. 27
20	1. 62	0. 83	0. 42	0. 14	43	3. 19	1. 63	0. 82	0. 28
21	1. 66	0. 85	0. 43	0. 15	44	3. 32	1. 69	0. 85	0. 29
22	1. 70	0. 87	0. 44	0. 15	45	3. 45	1. 76	0. 89	0. 30
23	1. 74	0. 89	0. 45	0. 15	46	3. 59	1. 83	0. 92	0. 31
24	1. 79	0. 91	0. 46	0. 16	47	3. 73	1. 90	0. 96	0. 33
25	1. 83	0. 93	0. 47	0. 16	48	3. 88	1. 98	1. 00	0. 34
26	1. 88	0. 96	0. 48	0. 17	49	4. 05	2. 06	1. 04	0. 35
27	1. 93	0. 99	0. 50	0. 17	50	4. 22	2. 15	1. 09	0. 37
28	1. 98	1. 01	0. 51	0. 17	51	4. 40	2. 25	1. 13	0. 39
29	2. 04	1. 04	0. 53	0. 18	52	4. 59	2. 34	1. 18	0. 40
30	2. 10	1. 07	0. 54	0. 18	53	4. 80	2. 45	1. 24	0. 42
31	2. 16	1. 10	0. 56	0. 19	54	5. 01	2. 56	1. 29	0. 44
32	2. 22	1. 13	0. 57	0. 19	55	5. 24	2. 67	1. 35	0. 46
33	2. 29	1. 17	0. 59	0. 20	56	5. 49	2. 80	1. 41	0. 48
34	2. 36	1. 20	0. 61	0. 21	57	5. 75	2. 93	1. 48	0. 50
35	2. 43	1. 24	0. 63	0. 21	58	6. 02	3. 07	1. 55	0. 53
36	2. 51	1. 28	0. 65	0. 22	59	6. 32	3. 22	1. 63	0. 55
37	2. 59	1. 32	0. 67	0. 23	60	6. 63	3. 38	1. 71	0. 58

Capital-Versicherungen auf den Todesfall mit mindestens 3000 Mark nehmen Antheil mit 50 pCt. an dem jährlichen Reingewinn.

Die Entwickelung des Geschäftsbetriebes bei der Lebens-Versicherungs-Bank „Kosmos" in Zeist.

Jahr.	Gesammtes Versicherungs-Kapital	Hauptsächlichste Kapital-Anlagen.				Garantie-Kapital.
		Hypotheken u. Liegenschaft.	Effecten und Lombard.	Darlehne auf eigene Policen.	Wechsel-Verpflichtung der Actionäre.	
1863	4.974.429	—	—	—	1.919.314	2.041.135
1864	9.966.951	32.186	101.486	11.688	2.243.314	2.413.723
1865	9.818.582	27.557	226.474	7.982	2.118.686	2.477.362
1866	10.805.047	25.328	297.953	9.072	2.118.686	2.517.341
1867	11.786.378	26.400	364.380	11.990	2.118.686	2.609.179
1868	12.540.684	126.814	307.356	15.226	2.118.686	2.689.243
1869	13.025.035	282.429	253.184	23.839	2.127.429	2.792.695
1870	11.385.634	355.200	285.041	26.597	2.127.429	2.910.540
1871	11.680.572	443.486	313.743	32.733	2.127.429	3.019.409
1872	12.351.259	493.800	369.226	49.106	2.127.429	3.179.059
1873	13.062.504	661.286	337.701	53.410	2.127.429	3.365.887
1874	13.956.119	668.657	482.199	55.678	2.252.571	3.651.962
1875	15.001.867	767.229	512.364	61.632	2.252.571	3.788.721
1876	15.763.928	817.286	539.911	74.820	2.252.571	3.935.210
1877	16.217.174	921.600	580.241	95.790	2.252.571	4.086.261
1878	16.353.534	959.743	641.840	122.235	2.252.571	4.229.042
1879	15.997.695	999.068	719.022	145.395	2.252.571	4.362.738
1880	16.780.251	1.220.229	588.607	165.246	2.252.571	4.492.809
1881	17.809.784	1.308.171	673.919	193.042	2.777.143	5.259.218
1882	19.888.349	1.316.743	849.211	204.921	2.777.143	5.450.384
1883	22.152.182	1.879.886	393.343	222.474	2.777.143	5.651.702

Die Lebensversicherungs-Bank „Kosmos" bietet ihren Versicherten folgende beachtenswerthe Vortheile:

a) Niedrigste Prämiensätze. — b) Mitgenuss der Versicherten an dem jährlichen Geschäftsgewinne. — c) Versicherung gegen Kriegsgefahr zu billigen Zuschlagsprämien. — d) Cautions-Darlehen auf Annuitäten an Staats- und Communalbeamte. — e) Corporationsversicherungen an Gruppen gleichartiger Berufsgenossen, gegen Gewährung besonderer Bonificationen — und f) Unanfechtbarkeit der Police nach siebenjährigem Bestande der Versicherung.

VICTORIA
Lebensversicherungs-Actiengesellschaft
in
Stockholm.

Gegründet und concessionirt im Jahre 1882.

Director: Freiherr **Gustaf Lagerbring.**

Alle Versicherten, mit Ausnahme der nur auf kurze Zeit versicherten Personen nehmen ohne jede Prämienerhöhung Theil am Gewinn der Gesellschaft Garantiemittel über 2 Millionen Kronen.

Jährliche Prämie für eine Versicherung von 1000 Kr.

Alter beim nächsten Geburtstag	Prämie während		Alter beim nächsten Geburtstag	Prämie während	
	der ganzen Versicherungsdauer	20 Jahren		der ganzen Versicherungsdauer	20 Jahren
26	19.10	27.10	41	29.60	37.40
27	19.60	27.60	42	30.70	38.40
28	20.10	28.10	43	31.80	39.50
29	20.60	28.60	44	33.00	40.60
30	21.20	29.20	45	34.30	41.80
31	21.80	29.80	46	35.60	43.00
32	22.40	30.40	47	37.10	44.30
33	23.00	31.10	48	38.60	45.70
34	23.70	31.80	49	40.20	47.20
35	24.40	32.50	50	41.90	48.70
36	25.10	33.20	51	43.70	50.30
37	25.90	33.90	52	45.60	52.00
38	26.70	34.70	53	47.70	53.80
39	27.60	35.60	54	49.80	55.70
40	28.60	36.50	55	52.10	57.70

Die Wirksamkeit der Victoria in Stockholm während ihrer beiden ersten Geschäftsjahre.

(Die Zahlen verstehen sich in schwedischen Kronen).

Jahr	Während des Jahres					Am Ende des Jahres		
	Neue Versicherungsumme	Erloschene Versicherungen	Prämieneinnahme	Todesfall		Versicherungssumme	Zahl der Versicherten	Prämienreserve
				Zahl	Summe			
1883	3,392,900	84,500	118,595	2	10,000	3,298,400	544	65,930
1884	3,292,600	561,400	265,810	3	17,500	6,039,600	1,057	202,824

Deutsche
Militairdienst-Versicherungs-Anstalt
in Hannover.

Direction: H. MARWEDE — G. NISSLE.

Zweck der Anstalt: Verminderung bezw. leichtere Beschaffung der für die Dienenden zu bringenden Geldopfer unter nicht fühlbarer Mitbelastung der Befreiten; Versorgung von Invaliden etc. Für einen zwischen 9—12 Monate alten Knaben beträgt beispielsweise die Prämie pro M. 1000 Versicherungscapital, letzteres fällig im Falle der Einstellung des Versicherten in das stehende Heer oder in die Flotte: einmalig M. 199.60 Pf., jährlich M. 19.50 Pf. Aufgenommen werden Knaben bis zum 12. Lebensjahre.

Entwickelung seit Beginn.

1. Geschäftliches.

Jahr	Antrags- und Annahme-Summe M.	Zahl der Versicherten	Versicherungs-Summe M.	Prämien-Einnahme M.	Jahres-Gesammt-Einnahme M.
1878	1,215,150	1,175	1,139,850	59,150	65,494
1879	3,221,630	3,874	3,924,150	198,405	214,753
1880	3,411,050	6,152	6,580,750	348,823	365,826
1881	6,174,810	10,539	11,540,740	607,610	623,664
1882	7,405,690	16,373	17,332,840	919,326	959,427
1883	8,149,340	22,500	23,610,780	1,241,272	1,312,161
1884	16,028,000	35,844	37,922,000	2,308,000	4,497,272

2. Finanzielles.

Jahr	Prämien-Reserve M.	Sicherheits-fonds M.	Effecten M.	Bei Banken M.	Hypotheken M.	Gesammt-Activa M.
1878	20,668	4,848	146,187	27.865	—	184,254
1879	111,871	7,063	201,707	37,044	—	285,622
1880	293,164	11,088	97,290	72,869	108,660	348,511
1881	659,487	17,443	17,038	81,092	508,010	731,810
1882	1,248,357	25,625	356,846	83,739	850,160	1,490,003
1883	2,072,157	43,193	742,814	132,595	1,193,660	2,386,643
1884	3,684,000	86,000	431,650	284,700	2,937,200	4,550,000

Der Dividenden-Vertheilungsfonds dieser Anstalt erreichte ausserdem bereits die Höhe von 160,000 Mark.

1877	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1878	10,474	40,897,195	140,964	1,209,958	361,787	215	663,937	151,766	6,993,550
1879	10,625	41,230,535	149,533	1,204,671	370,575	205	651,004	125,087	7,421,636
1880	10,792	42,186,790	176,056	1,239,321	382,929	199	551,545	138,447	8,027,796
1881	11,012	43,470,313	191,764	1,285,167	404,972	205	645,480	152,077	8,555,298
1882	11,173	44,528,372	202,186	1,358,907	423,305	225	648,216	165,048	9,044,035
1883	11,442	45,400,088	211,121	1,371,238	445,825	237	764,355	171,256	9,497,946
1884	11,739	46,540,187	219,351	1,462,435	451,432	207	681,061	178,561	10,021,824

Die gesammten Gewährleistungsfonds der Gesellschaft betragen jetzt gegen 15,500,000 Mark.

[illegible] Gesellschaft.
[illegible] abgekürzter Prämien-
[illegible] Altersversorgung

[illegible] Betrag der Todes-
[illegible] ng. Jährliche Prä-
[illegible] Versicherung von
[illegible] bar bei Erreichung
[illegible] stimmten Lebens-Al-
[illegible] 0 M. zahlbar wenn
[illegible] oder später eintritt.

[illegible] 60. Jahres.		65. Jahres.		70. Jahres.	
M	Pf.	M	Pf.	M	Pf.
2	09	1	91	1	78
2	16	1	97	1	83
2	23	2	03	1	88
2	31	2	09	1	94
2	40	2	16	1	99
2	48	2	23	2	05
2	58	2	31	2	12
2	68	2	39	2	18
2	79	2	47	2	25
2	90	2	57	2	33
3	03	2	66	2	41
3	16	2	76	2	49
3	30	2	87	2	58
3	46	2	99	2	68
3	63	3	12	2	78
3	81	3	25	2	88
4	01	3	40	3	—
4	23	3	56	3	12
4	46	3	73	3	25
4	73	3	91	3	39
5	02	4	11	3	54
5	34	4	33	3	71
5	70	4	57	3	88
6	10	4	83	4	08
6	56	5	12	4	28
7	07	5	44	4	51
—	—	5	79	4	75
—	—	6	18	5	02
—	—	6	62	5	31
—	—	7	11	5	62
—	—	7	66	5	97

[illegible] ital für die Alters-
[illegible] ezahlt werden soll,
[illegible] lendung des

[illegible] bens-Alters hört
[illegible]

... che Versicherung

... ebensversiche-

... Main mit und

... des Versicherten.

... theil, Prämie zu entrichten					
während 20 Jahren.		bis zum 60. Lebensj.		auf Lebenszeit.	
M.	Pf.	M.	Pf.	M.	Pf.
2	58	1	90	1	79
2	62	1	96	1	83
2	68	2	01	1	87
2	73	2	07	1	92
2	78	2	13	1	97
2	84	2	20	2	02
2	90	2	27	2	07
2	96	2	34	2	12
3	02	2	42	2	18
3	08	2	50	2	24
3	15	2	59	2	31
3	22	2	69	2	38
3	29	2	79	2	45
3	37	2	91	2	52
3	45	3	02	2	60
3	53	3	15	2	69
3	62	3	29	2	78
3	71	3	45	2	87
3	81	3	61	2	97
3	91	3	80	3	07
4	01	4	01	3	19
4	13	4	22	3	31
4	24	4	47	3	43
4	37	4	74	3	57
4	50	5	05	3	71
4	64	5	43	3	86
4	79	5	80	4	03
4	95	6	25	4	20
5	11	6	78	4	38
5	28	7	39	4	57
5	46	8	17	4	78
5	65	—	—	4	99
5	86	—	—	5	22
6	07	—	—	5	46
6	30	—	—	5	72
6	54	—	—	6	—
6	80	—	—	6	29
7	08	—	—	6	60
7	37	—	—	6	94
7	69	—	—	7	29
8	03	—	—	7	68

Lebensversicherungs-Actiengesellschaft Thule in Stockholm.

Errichtet mit königl. Bestätigung am 13. December 1872.
Leitender Director: **P. J. Fagerström.**

Gesammt-Garantie-Capital über 3,650,000 Kronen.

Die Gesellschaft Thule lässt ihre Versicherten auf Lebenszeit am Geschäftsgewinn theilnehmen, sofern deren Policen fünf Jahre zu Kraft bestanden haben. Ohne jede Prämienerhöhung erhalten die Versicherten gegenwärtig 50 pCt. des sich ergebenden Reingewinn's, welcher Antheil aber bis auf 75 pCt. ansteigt, sobald der angesammelte Capital-Reservefonds die Höhe von 500,000 Kr. erreicht haben wird. Dieser Gewinn wird nach Massgabe der Prämienreserve zur Vertheilung gebracht, so dass derselbe mit zunehmendem Alter der Police wächst, wodurch die Prämie von Jahr zu Jahr ermässigt wird. Auch die Leibrentner participiren auf Grund specieller Uebereinkunft an dem Gewinn aus dieser Branche. Die Gesellschaft zeichnet Versicherungen auf Lebens- und Todesfall sowie Leibrentenversicherungen in den mannigfachsten Combinationen, von denen folgende hervorgehoben werden. Todesfallversicherung mit und ohne begrenzter Prämienzahlung, Sparcassen- und Donationsversicherungen, wobei das Capital zu einem bestimmten Termin fällig wird, gleichviel ob der Versicherte noch lebt oder nicht, gemischte Todes- und Lebensfallversicherung, Todesfallversicherung auf kurze Zeit, Todesfallversicherung mit Zinsgenuss auf alle Prämien, Versicherungen auf zwei Leben, Aussteuerversicherung, Capitalversicherung, sowie Versicherung gegen Kriegsgefahr und Reisen in fremde Länder unter Zuschlagsprämien.

Prämien für gemischte Lebens-, Renten- u. Kapitalversicherung.

Im Fall der Versicherte ein im Voraus bestimmtes Alter erlebt, so erhält er 10,000 Kr. baar, eine prämienfreie Todesfall-Police von 10,000 Kr. nebst einer lebenslänglichen Leibrente von jährlich 500 Kr., ausserdem berechtigt diese Police auch noch auf Gewinnantheil. Im Falle früheren Todes bringt die Thule an die Rechtsnachfolger einen Betrag von 10,000 Kr. zur Auszahlung.

Alter beim nächsten Geburtstage.	Jährliche Prämie bis zum erfüllten Lebensjahre				Alter beim nächsten Geburtstage	Jährliche Prämie bis zum erfüllten Lebensjahre			
	50.	55.	60.	65.		50.	55.	60.	65.
25	560,00	431,45	345,03	285,59	38	1462,47	940,34	665,88	502,50
26	592,89	453,00	360,00	296,26	39	1625,36	1016,97	709,42	529,83
27	628,89	476,27	376,03	307,58	40	1821,55	1104,40	757,56	559,68
28	668,63	501,61	393,21	319,89	41	—	1204,87	811,29	592,26
29	712,37	529,08	411,62	332,74	42		1321,82	871,39	628,21
30	765,64	558,97	431,48	346,74	43		1458,81	939,11	667,63
31	814,87	591,77	452,96	361,52	44		1621,56	1015,93	711,55
32	875,27	627,58	476,08	377,45	45		1817,71	1103,42	759,98
33	943,25	667,10	501,28	394,61	46		—	1204,21	813,91
34	1020,30	710,66	528,65	412,92	47			1321,01	874,13
35	1107,84	758,81	558,44	432,71	48			1457,78	941,83
36	1208,64	812,64	590,96	454,19	49			1619,81	1018,24
37	1325,61	872,64	626,59	477,41	50			1815,44	1105,68

Jahresprämie für eine Lebensversicherung von 1000 Kr.

Das Capital gelangt beim Tode des Versicherten zur Auszahlung. Die Lebensversicherungs-Actien-Gesellschaft Thule in Stockholm erhebt dafür nachstehende einmaligen resp. jährlichen Prämien, falls dieselben bezahlt werden:

Alter beim nächsten Geburtstg.	Einmalige Prämienzahlung	während				bis zum erfüllten				
		5	10	15	20	55.	60.	65.	70.	90.
		Jahren.				Lebensjahre.				
21	292.3	66.8	39.0	29.6	24.8	19.4	18.4	17.8	17.5	17.1
22	297.6	68.0	39.7	30.1	25.2	19.9	18.9	18.3	17.9	17.5
23	303.1	69.2	40.4	30.6	25.6	20.4	19.4	18.7	18.3	17.9
24	308.8	70.5	41.1	31.1	26.1	21.0	19.9	19.2	18.7	18.3
25	314.6	71.8	41.8	31.7	26.6	21.7	20.5	19.7	19.2	18.7
26	320.7	73.1	42.6	32.3	27.1	22.4	21.1	20.2	19.7	19.1
27	326.9	74.5	43.4	32.9	27.6	23.2	21.8	20.8	20.2	19.6
28	333.4	76.0	44.2	33.5	28.1	24.1	22.5	21.4	20.8	20.1
29	340.1	77.5	45.0	34.2	28.6	25.0	23.2	22.0	21.4	20.6
30	346.9	79.0	45.9	34.8	29.2	25.9	24.0	22.7	22.0	21.2
31	354.0	80.6	46.8	35.5	29.8	27.0	24.8	23.4	22.6	21.8
32	361.4	82.2	47.8	36.2	30.4	28.2	25.7	24.2	23.3	22.4
33	369.0	83.9	48.8	37.0	31.1	29.5	26.7	25.0	24.0	23.0
34	376.8	85.6	49.8	37.8	31.8	31.0	27.7	25.8	24.8	23.7
35	384.8	87.4	50.8	38.6	32.5	32.5	28.8	26.8	25.6	24.4
36	393.2	89.3	51.9	39.4	33.2	34.2	30.1	27.8	26.4	25.1
37	401.8	91.2	53.0	40.2	33.9	36.1	31.5	28.9	27.3	25.9
38	410.7	93.2	54.1	41.1	34.7	38.3	33.0	30.0	28.3	26.7
39	419.9	95.3	55.3	42.1	35.6	40.6	34.7	31.3	29.4	27.6
40	429.4	97.5	56.6	43.1	36.5	43.1	36.5	32.7	30.5	28.6
41	439.2	99.7	57.8	44.1	37.4	46.0	38.5	34.3	31.7	29.6
42	449.4	102.0	59.2	45.2	38.4	49.3	40.7	36.0	33.0	30.7
43	459.9	104.4	60.6	46.4	39.5	53.3	43.2	37.8	34.4	31.8
44	470.7	106.9	62.0	47.6	40.6	58.0	45.9	39.7	35.9	33.0
45	481.8	109.5	63.5	48.9	41.8	63.5	48.9	41.8	37.6	34.3
46	493.1	112.1	65.1	50.2	42.9	—	52.2	44.1	39.4	35.6
47	504.6	114.8	66.7	51.6	44.1	—	56.1	46.6	41.3	37.1
48	516.4	117.6	68.4	53.0	45.3	—	60.7	49.4	43.3	38.6
49	528.4	120.5	70.3	54.4	46.6	—	66.0	52.4	45.6	40.2
50	540.5	123.4	72.2	55.8	48.0	—	72.2	55.8	48.0	41.9
51	552.9	126.4	74.1	57.4	49.5	—	—	59.7	50.7	43.7
52	565.4	129.4	76.1	59.1	51.2	—	—	64.2	53.6	45.6
53	578.0	132.5	78.1	60.8	53.0	—	—	69.3	56.8	47.7
54	590.8	135.7	80.2	62.6	54.9	—	—	75.3	60.4	49.8
55	603.8	139.0	82.4	64.4	56.9	—	—	82.4	64.4	52.1

Tabellarische Uebersicht über die Geschäftsentwickelung der Lebensversicherungs-Actiengesellschaft Thule in Stockholm nach ihren Hauptergebnissen. In schwed. Kronen.

Jahr	Neuzugang an Lebens-versich.	Erloschene Versiche-rungen	Versicherte Personen	Lebensversicherungen	Lebensversich.	Leibrenten- und Capi-tal	Zinsen-Ein-nahmen	Todesfälle		Deckungscapital der	Capitalvers. und	Capital-Reserve-Fonds	Hauptsächlichste Fondsanlagen	
									Betrag inclus.					
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]

Jährliche Prämie zur Versicherung von Tausend Gulden bei der Assicurazioni Generali in Triest, zahlbar an einem im Vornherein bestimmten Termine, an den Versicherten selbst, wenn er diesen Termin erlebt oder an seine Erben, wenn sein Ableben vorher eintreten sollte.

Alter	Dauer der Versicherung											
	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	30
25	54.70	50.50	46.70	43.40	40.50	37.80	35.50	33.30	31.30	29.50	27.90	21.40
26	54.80	50.60	46.80	43.50	40.60	37.90	35.60	33.40	31.40	29.60	28.00	21.50
27	54.80	50.60	46.90	43.60	40.70	38.00	35.70	33.50	31.50	29.70	28.10	21.60
28	54.90	50.70	47.00	43.70	40.80	38.10	35.80	33.60	31.60	29.80	28.20	21.70
29	55.00	50.80	47.10	43.80	40.90	38.20	35.90	33.70	31.80	30.00	28.30	21.90
30	55.10	50.90	47.20	43.90	41.00	38.30	36.00	33.80	31.90	30.10	28.40	22.00
31	55.20	51.00	47.30	44.00	41.10	38.40	36.10	33.90	32.00	30.20	28.50	22.10
32	55.30	51.10	47.40	44.20	41.20	38.60	36.20	34.10	32.20	30.40	28.70	22.30
33	55.50	51.30	47.60	44.30	41.30	38.70	36.30	34.20	32.30	30.50	28.90	22.50
34	55.60	51.40	47.70	44.50	41.50	38.90	36.50	34.40	32.50	30.70	29.10	22.70
35	55.80	51.60	47.90	44.70	41.70	39.10	36.70	34.60	32.70	30.90	29.30	22.90
36	56.00	51.80	48.10	44.90	41.90	39.30	36.90	34.80	32 90	31.10	29.50	23.10
37	56.20	52.00	48.30	45.10	42.10	39.50	37.10	35.00	33.10	31.30	29.70	23.40
38	56.40	52.20	48.50	45.30	42.40	39.80	37.40	35.30	33.40	31.60	30.00	23.70
39	56.70	52.50	48.80	45.60	42.70	40.10	37.70	35.60	33.70	31.90	30.30	24.00
40	57.00	52.80	49.10	45.90	43.00	40.40	38.00	35.90	34.00	32.20	30.60	24.30
41	57.30	53.10	49.40	46.20	43.30	40.70	38.30	36.20	34.30	32.50	30.90	
42	57.60	53.40	49.70	46.50	43.60	41.00	38.70	36.60	34.70	32.90	31.30	
43	57.90	53.70	50.10	46.90	44.00	41.40	39.10	37.00	35.10	33.40	31.80	
44	58.40	54.10	50.50	47.30	44.40	41.80	39.50	37.40	35.50	33.80	32.20	
45	58.80	54.60	51.00	47.80	44.90	42.30	40.00	37.90	36.00	34.30	32.70	
46	59.30	55.10	51.50	48.30	45.40	42.80	40.50	38.40	36.50	34.80		
47	59.80	55.60	52.00	48.80	45.90	43.40	41.10	39.00	37.10			
48	60.30	56.20	52.60	49.40	46.50	44.00	41.70	39.60				
49	61.00	56.90	53.30	50.10	47.20	44.70	42.40					
50	61.70	57.60	54.00	50.80	47.90	45.40						

Die Prämienzahlung hört mit dem Tode des Versicherten auf und die versicherte Summe wird dennoch im vollen Betrage am bestimmten Termine ausgezahlt.

Mit dem 1. Januar dieses Jahres hat die Assicurazioni Generali eine neue Kategorie von Lebens-Versicherungen mit $80^0/_0$iger Gewinn-Betheiligung der Versicherten eingeführt, um auch auf diese Weise ihre Organe in deren zur Förderung der Lebens-Branche gerichteten Bestrebungen immer mehr zu unterstützen. Ohne schon jetzt die wahrscheinlichen Resultate dieser neuen Kategorie taxiren zu wollen, kann man dennoch, auf Grund der bisher gemachten Erfahrungen und im Vertrauen auf die Vorzüglichkeit des Systems, die Hoffnung aussprechen, dass diese Resultate für die Versicherten günstig ausfallen werden, was jedenfalls bedeutende Fortschritte in der Entwickelung einer Lebensversicherungs-Gesellschaft zur Folge haben muss.

Geschäfts-Entwickelung und Zunahme der Reserven im Jahrzehnt 1875—1884 bei der K. k. privileg. Allgemeinen Assecuranz — Assicurazioni Generali in Triest.

Jahr	Elementar-Branche				Lebensversicherungs-Branche			Capital-Reserven incl. Actien-Capital.
	Prämien u. Gebühren abzüglich Storni (Feuer-Transport- u. Hagel-Branche.)	Verfall-Prämien der Feuerbranche	Reserve für laufende Risiken d. Feuer- und Transportbr. abzügl. Rückvers.	Schäden abzüglich Rückversicherung	Prämien und Gebühren	Versicherte Summen in Kraft	Prämien-Reserve.	
		am Schlusse des Jahres				am Schlusse des Jahres		
1875	7,831,820	10,996,680	1,357,415	3,497,934	2,333,008	54,860,494	12,635,587	5,907,674
1876	7,684,194	11,216,541	1,494,776	3,025,509	2,150,857	56,949,153	13,161,691	5,944,384
1877	7,355,772	11,466,002	1,462,777	3,888,851	2,232,419	57,521,363	13,726,957	5,955,233
1878	7,026,645	11,715,212	1,595,510	3,626,923	2,190,751	58,543,853	14,281,537	6,016,169
1879	7,339,043	12,069,253	1,602,158	3,487,548	2,300,384	59,530,316	14,988,178	6,281,537
1880	7,946,837	13,676,187	1,631,348	4,008,998	2,365,676	62,109,045	15,449,019	8,579,748
1881	9,060,119	15,481,256	1,729,558	3,749,250	2,565,563	65,607,654	15,689,246	9,058,528
1882	9,603,974	17,250,119	1,819,920	4,190.308	2,783,440	70,822,205	16,301,454	9,031,220
1883	10,250,423	19,992,193	1,876,811	4.880,399	3,030,968	77,246,710	17,199,580	8,950,363
1884	10,430,067	21,006,641	2,040,664	4,344,560	3,328,029	83,174,458	18,135,927	9,824,684

Der Dividendenfonds der Lebens-Versicherungen mit Gewinnantheil belief sich am 1. Januar 1884 auf fl. 506,383, ab: Liquidirte Gewinnstquoten im Jahre 1884 fl. 104,293, verbleiben fl. 402,089, dazu: Reingewinn aus der Bilanz des Jahres 1883 fl. 58,162 und die Zinsen mit fl. 18,315. Es ergiebt sich also ein Uebertrag auf den 1. Januar 1885 von fl. 478,567.

Die Assicurazioni Generali hat im Jahre 1884 42,543 Schäden im Betrage von fl. 8,637,596 bezahlt.
In den früheren Jahren wurden seit Errichtung der Gesellschaft bezahlt . . „ 169,785,742
Daher Gesammtbetrag seit der Errichtung fl. 178,423,338

Compagnie d'Assurances sur la Vie „Utrecht“ Société anonyme d'Assurances sur la vie et contre l'invalidité. Siège social: 5 chaussée de Leyden à Utrecht.

Prämien für eine Capitalversicherung auf den Todesfall im Betrage von 100 fl. mit Antheil am Reingewinn in Höhe von 50 pCt.

Alter	Lebenslängliche Prämie zahlbar				Wenn die Prämienzahlung aufhört nach			
	jährlich fl.	halbjährlich fl.	vierteljährlich fl.	monatlich fl.	5 Jahren fl.	10 Jahren fl.	15 Jahren fl.	20 Jahren fl.
6	1.35	0.68^5	0.34^5	0.11^5	5.84^5	3.33	2.49	2.10^5
7	1.35	0.68^5	0.34^5	0.11^5	5.84^5	3.33	2.49	2.10^5
8	1.36	0.69	0.34^5	0.12	5.84^5	3.33	2.49	2.10^5
9	1.38	0.70	0.35	0.12	5.90	3.34^5	2.50^5	2.12
10	1.40^5	0.71	0.36	0.12	5.98	3.39	2.54	2.15^5
11	1.44	0.73	0.37	0.12^5	6.07^5	3.45	2.59	2.19^5
12	1.47^5	0.75	0.37^5	0.13	6.19	3.52	2.64	2.24
13	1.52	0.77	0.39	0.13	6.32	3.60	2.70^5	2.29^5
14	1.56^5	0.79^5	0.40	0.13^5	6.46^5	3.68^5	2.77^5	2.35^5
15	1.61^5	0.82	0.41^5	0.14	6.62	3.78	2.84^5	2.41^5
16	1.67	0.84^5	0.42^5	0.14^5	6.78^5	3.88	2.92	2.48
17	1.72	0.87	0 44	0.15	6.94^5	3.98	2.99^5	2.54^5
18	1.77	0.90	0.45^5	0.15^5	7.10	4.07	3.06^5	2.60^5
19	1.81^5	0.92	0.46^5	0.15^5	7.24	4.15	3.12^5	2.65^5
20	1.85^5	0.94	0.47^5	0.16	7.36	4.21^5	3.17^5	2.70
21	1.89^5	0.96	0.48^5	0.16^5	7.46	4.27^5	3.22	2.73^5
22	1.93^5	0.98	0.49^5	0.16^5	7.56^5	4.33^5	3.26^5	2.77^5
23	1.97^5	1.—	0.50^5	0.17	7.67	4.39^5	3.31	2.81^5
24	2.02	1.02^5	0.51^5	0.17^5	7.78^5	4.46	3.36	2.86
25	2.06^5	1.05	0.53	0.18^5	7.90^5	4.53	3.41^5	2.90^5
26	2.11^5	1.07^5	0.54	0.18^5	8.03^5	4.60	3.47	2.95^5
27	2.17	1.10	0.55^5	0.19	8.17	4.68	3.53	3.01
28	2.23	1.13	0.57	0.19^5	8.31	4.76^5	3.59^5	3.06^5
29	2.29^5	1.16^5	0.58^5	0.20	8.46	4.85	3.66^5	3.13
30	2.36	1.20	0.60^5	0.20^5	8.62	4.94^5	3.73^5	3.19^5
31	2.43	1.23^5	0.62^5	0.21	8.78^5	5.04^5	3.81^5	3.26^5
32	2.51	1.27^5	0.64	0.21^5	8.96	5.14^5	3.89^5	3.33^5
33	2.59	1.31^5	0.66^5	0.22^5	9.14	5.25^5	3.98^5	3.41^5
34	2.67^5	1.36	0.68^5	0.23	9.33	5.37	4.07^5	3.49^5
35	2.76^5	1.40^5	0.71	0.24	9.52	5.48^5	4.16^5	3.58
36	2.85^5	1.45	0 73	0.24^5	9.72	5.60^5	4.26	3.66^5
37	2.95^5	1,50	0.75^5	0.25^5	9.92	5.73	4.36	3.75^5
38	3.06	1.55^5	0.78^5	0.26^5	10.13	5.85^5	4.46^5	3.85
39	3.16^5	1.61	0.81	0.27^5	10.34	5.98^5	4.57	3.95
40	3.28	1.66^5	0.84	0.28^5	10.55^5	6.12	4.68	4.05
41	3.40	1.73	0.87	0.29^5	10.77^5	6.25^5	4.79	4.15^5
42	3.52^5	1.79	0.90^5	0.30^5	11.—	6.39^5	4.90^5	$4 26^5$
43	3.65^5	1.86	0.94	0.31^5	11.23	6.54	5.02^5	4.37^5
44	3.79	1.93	0.97^5	0.33	11.46^5	6.68^5	5.15	4.49^5
45	3.93^5	2.00^5	1.01	0.34	11.70	6.83^5	5.27^5	4.62
50	4.66	2.37^5	1.20	0.40^5	12.97^5	7.67^5	6.00^5	5.34
55	5.77^5	2.95	1.49^5	0.50^5	14.43	8.69	6.94	6.31
60	7.27^5	3.73	1.89	0.63^5	16.04^5	9.92	8.16^5	
65	9.35^5	4.82	2.44^5	0.82^5	17.93	11.54^5	9.89	